

- اثربخشی تمرین‌های حافظه کاری ریهاکام بر انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نوجوانان..... ۱
- طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی..... ۱۱
- طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی..... ۲۲
- نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه بین ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند در دانشجویان..... ۳۱
- نقش واسطه‌ای خود شگفت‌ورزی در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی دانش‌آموزان..... ۴۳
- پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته..... ۵۴
- روابط ساختاری تعامل معلم- دانش‌آموز و درگیری تحصیلی: نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی..... ۶۵
- الگوی رابطه اشتیاق کاری و فرسودگی شغلی با افسردگی و شادکامی: نقش میانجی سرریز‌شدگی مثبت و منفی کار- خانواده و استرس..... ۷۵
- اعتبارسنجی ساختار عاملی مقیاس خودسنجی خرد در دانشجویان..... ۹۰
- رابطه مقایسه اجتماعی با بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان: نقش واسطه‌ای عزت نفس..... ۱۰۱
- اثر ساختاری سبک دلبستگی و ترومای کودکی در خانواده بر اعتیاد به اینترنت با میانجی‌گری تنظیم شناختی هیجان..... ۱۱۱
- ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی در دانشجویان ایرانی..... ۱۲۰
- ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سندرم سیندرلا در دانشجویان دختر..... ۱۳۰
- اثربخشی درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله در قربانیان خیانت زناشویی..... ۱۴۱
- سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی در دانشجویان: نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان بین فردی..... ۱۵۲
- مقایسه پروفایل هوشی کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی با کودکان عادی براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V..... ۱۶۴
- طراحی و اعتباریابی پرسشنامه وسواسی- اجباری..... ۱۷۴
- رابطه صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی با نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای..... ۱۸۴
- رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن و بی‌ثباتی ازدواج: نقش میانجی هم‌وابستگی و تحریف شناختی..... ۱۹۳
- نقش راهبردهای تنظیم هیجان در نشانگان پیش‌از قاعدگی با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی..... ۲۰۳

درجه «علمی-پژوهشی» در جلسه مورخ ۱۳۷۸/۱۱/۴ کمیسیون «بررسی نشریات علمی کشور» به «مجله روانشناسی» اعطاء گردید. این درجه در تاریخ‌های ۱۳۸۳/۱۰/۱۲، ۱۳۸۹/۲/۱۲ و ۱۳۹۱/۱۰/۲۶ تمدید گردید. همینطور از سوی شورای راهبردی پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) در جلسه مورخ ۱۳۸۸/۲/۱۸ این شورا، «مجله روانشناسی» به عنوان نشریه نمایه شده ISC و ایران ژورنال مورد تأیید قرار گرفت و دارای «ضریب تأثیر» (IF) است. این مجله همچنین ایندکس APA بر اساس نامه مورخ ۳۱ آگوست ۲۰۰۹ دارد.

اثربخشی تمرین‌های حافظه کاری ریهاکام بر انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نوجوانان The Effectiveness of RihaCom's Working Memory Training on Cognitive Flexibility and Cognitive Inhibition in Adolescents

Hossein Zare, PhD[✉]

Zahra Pour Haghigat, MSc

حسین زارع^۱
زهرا پورحقیقت^۲

Abstract

The present study examined the effectiveness of working memory training on cognitive flexibility and cognitive inhibition in adolescents. A quasi-experimental design with a pretest–posttest structure, a 3-week follow-up, and a control group was employed. The target population consisted of all male students enrolled in the first grade of lower secondary school (ages 12–14) in District 7 of Tehran during the 2024–2025 academic year. Thirty students who met the inclusion and exclusion criteria were selected through convenience sampling and were randomly assigned to either the experimental or control group. The Wisconsin Card Sorting Test (WCST) was used to assess cognitive flexibility, and the Stroop Color-Word Test was employed to measure cognitive inhibition. The intervention included 10 sessions of working memory training delivered through the RehaCom program, each lasting 20 minutes. Results of the repeated measures ANOVA indicated that the experimental group demonstrated significant improvements in both cognitive flexibility and cognitive inhibition at posttest ($p < 0.05$). These improvements remained stable at the 3-week follow-up. The findings suggest that working memory training may be an effective approach for enhancing cognitive flexibility and cognitive inhibition in adolescents.

Keywords: Working Memory, Cognitive Flexibility, Cognitive Inhibition, Adolescents.

چکیده

دوره نوجوانی به‌دلیل تغییرات سریع و عمیق در حوزه‌های عاطفی، هیجانی و شناختی، یکی از حساس‌ترین و تأثیرگذارترین دوره‌های رشد انسان به‌شمار می‌رود. از این رو، توجه به غنا و ارتقای کارکردهای شناختی در این دوره می‌تواند پیامدهای مهمی در مسیر رشد فردی داشته باشد. پژوهش حاضر با هدف تعیین اثربخشی تمرین‌های حافظه کاری بر انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نوجوانان انجام شد. روش پژوهش نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون-پس‌آزمون همراه با پیگیری سه‌هفته‌ای و دارای گروه کنترل بود. جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان پسر مقطع متوسطه دوره اول، منطقه ۷ آموزش و پرورش شهر تهران، در بازه سنی ۱۲ تا ۱۴ سال و سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. از میان آنان، ۳۰ دانش‌آموز با در نظر گرفتن ملاک‌های ورود و خروج و به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و به‌صورت تصادفی در دو گروه آزمایش و کنترل جایگزین شدند. ابزارهای گردآوری داده‌ها شامل آزمون دسته‌بندی کارت‌های ویسکانسین برای سنجش انعطاف‌پذیری شناختی و آزمون رنگ-واژه استروپ (Stroop) برای ارزیابی بازداری شناختی بود. مداخله شامل تمرین‌های حافظه کاری مبتنی بر نرم‌افزار ریهاکام (RehaCom) بود که طی ۱۰ جلسه ۲۰ دقیقه‌ای اجرا شد.

نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر نشان داد گروه آزمایش در مرحله پس‌آزمون بهبود معناداری در انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نسبت به گروه کنترل نشان داد ($p < 0.05$). همچنین نتایج مرحله پیگیری سه‌هفته‌ای حاکی از پایداری این بهبود در مؤلفه‌ها و زیرمؤلفه‌های انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی بود. بر این اساس، می‌توان از تمرین‌های حافظه کاری به‌عنوان رویکردی مؤثر در ارتقای کارکردهای شناختی نوجوانان استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: حافظه کاری، انعطاف‌پذیری شناختی، بازداری شناختی، نوجوانان.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۷/۱۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

۱. گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

● مقدمه

نوجوانان در هر جامعه‌ای یکی از تأثیرگذارترین و مهم‌ترین گروه‌های سنی هستند. افزایش توانایی کارکردهای اجرایی می‌تواند موجب پیشرفت و موفقیت تحصیلی و در نهایت ارتقا اعتماد به نفس در نوجوانان شود (احسانی‌نژاد و اعتمادنیا، ۱۳۹۷). در جهان توجه و حساسیت زیادی نسبت به اهمیت دوره نوجوانی به عنوان مقطع تأثیرگذار در سرتاسر زندگی فرد به چشم می‌خورد و به همین سبب سرمایه‌گذاری‌های زیاد و پژوهش‌های بسیاری روی این دوره سرنوشت‌ساز انجام شده است (داهل و همکاران، ۲۰۱۸). پرورش افراد با توانایی‌های شناختی بالا و داشتن توانایی حل مسأله در زندگی، در دنیای مدرن و چالش‌برانگیز کنونی یکی از آرمان‌های همه نظام‌های آموزشی جهان است. بهترین و مؤثرترین راه برای آموزش کودکان و نوجوانان آموزش آنها براساس رشد شخصیتی و ذهنی آنها است که این امر از طریق بازی امکان‌پذیر است (مازا و همکاران، ۲۰۲۰). نبود توجه به مهارت‌های روان‌شناختی، در همه افراد از جمله نوجوانان منجر به کاهش عملکرد جسمانی و روان‌شناختی می‌شود. در واقع توانایی و مهارت فرد در عملکردهای روزانه رابطه تنگاتنگی با کنترل روان‌شناختی دارد (ویمر و همکاران، ۲۰۲۰). دوران نوجوانی با افزایش در انعطاف‌پذیری عصبی (neuroplasticity)، همراه است که در نتیجه آن، ورودی‌های محیط به‌طور ویژه قادر به شکل‌دهی رشد مغز و رفتار هستند (داهل و همکاران، ۲۰۱۸). توانایی‌های شناختی انسان که با عنوان کارکردهای اجرایی (executive functions)، معرفی می‌شوند نقش حائز اهمیتی در انجام کارهای روزمره و تکالیف روزانه دارند. به‌طور کلی کارکردهای اجرایی به مهارت‌هایی گفته می‌شود که به فرد در تصمیم‌گیری در مورد اینکه کدام هدف یا فعالیت را در محیط پیرامون خود مورد توجه قرار دهد، کدام‌یک از آنها را برگزیند و در راستای رسیدن به اهداف مورد نظر خود چگونه رفتارهای خود را برنامه‌ریزی و سازماندهی نماید کمک می‌کند (بتلت و همکاران، ۲۰۱۹). یکی از جنبه‌های مهم کارکردهای اجرایی بازداری پاسخ (response inhibition) است (فردریک و بست، ۲۰۱۹)، که به توانایی سرکوب اقدامات نامناسب و ناخواسته اشاره دارد (سان و همکاران، ۲۰۲۰). بازداری به دو صورت شناختی و رفتاری تعریف می‌شود (هارنشیفیگر، ۱۹۹۵). بازداری شناختی (cognitive inhibition) به فرد توانایی فرونشاندن رفتار نامناسب را می‌دهد که یکی از عوامل مؤثر در کنترل تکانه محسوب می‌شود (بونهام و همکاران، ۲۰۲۱). طبق تحقیقات صورت گرفته، این توانایی از دوران کودکی تا جوانی ارتقا می‌یابد و بیشترین رشد آن در دوره نوجوانی است که این دوره به‌عنوان دوره تغییرات عصبی زیربنایی در طول حیات انسان محسوب می‌شود (توماسن و همکاران، ۲۰۱۸). ضعف در بازداری شناختی با آسیب‌های شدید در حیطه‌های اجتماعی، رشدی، شناختی، تحصیلی و ایجاد رفتارهای تکانشی مرتبط است. در واقع بازداری شناختی ضعیف باعث ایجاد مشکلاتی در خودکنترلی و خودتنظیمی می‌گردد (سیسیلی و همکاران، ۲۰۲۳). کارکرد شناختی دیگری که برای انسان‌ها مهم است، انعطاف‌پذیری شناختی (cognitive flexibility) است. این مؤلفه از کارکردهای شناختی به همراه حافظه کاری (working memory)، از مهارت‌های اساسی در فعالیت‌های روزمره و پیچیده برای گذران زندگی انسان‌ها هستند (مارماریس و همکاران، ۲۰۲۱). این مهارت همان توانایی فرد در انتخاب یا تغییر در رفتار شناختی برای روبه‌رو شدن با شرایط جدید و پیش‌بینی نشده در محیط است. این ویژگی شامل یک فرایند یادگیری، تغییر حافظه و مجموعه، یک فرایند تنظیم مجدد رفتارهای شناختی و یک فرایند سازگار شدن در مواجهه و پاسخ به تغییرات محیط است (مارماریس و همکاران، ۲۰۲۱). یکی از عنصرهای اصلی در کارکردهای اجرایی، که عهده‌دار هماهنگی در تکالیف شناختی پیچیده است و برای غالب فعالیت‌های روزمره زندگی ضروری است حافظه کاری است (شریفی و زارع، ۱۴۰۰). حافظه کاری را می‌توان مجموعه‌ای از فرایندهای شناختی دانست که اطلاعات را به‌طور موقتی ذخیره و در حالت در دسترس قرار می‌دهد و شامل به‌روزرسانی اطلاعات و نظارت بر بازنمایی‌های ذهنی با هدف پاسخ (واکنش) مناسب به محرک یا تکالیف بیرونی است، تعریف کرد که در بسیاری از تکالیف شناختی و فعالیت‌ها نقش دارد (فاویری، ۲۰۱۹). در پژوهش‌های انجام شده متعددی تأثیر توانبخشی شناختی رایانه محور بر کارکردهای اجرایی دانش‌آموزان با اختلال‌های مختلف تأیید شده است. از جمله این پژوهش‌ها، تأثیر توانبخشی رایانه‌محور بر توجه، حافظه کاری و بازداری از پاسخ دانش‌آموزان با اختلال یادگیری خاص بود، نتایج به‌دست آمده نشان دادند که بهبود قابل توجه‌ای در کارکردهای اجرایی این دانش‌آموزان مشاهده شد (سلطانی پور و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین در پژوهشی دیگر احمدشاهی و همکاران (۱۳۹۹)، نشان دادند که بازی‌های شناختی رایانه‌ای بر کارکردهای اجرایی و خلاقیت کودکان تأثیر معناداری دارد. از آنجایی که کارکردهای شناختی برای تمام انسان‌ها اعم

از سالم یا دارای اختلال‌های روانی مهم و حایز اهمیت است و بی‌شک در کیفیت زندگی و پیشگیری از بسیاری از آسیب‌های اجتماعی و روانی مؤثر است، در جوامع پیشرفته برنامه‌ریزی و سرمایه‌گذاری‌های کلانی در رده‌های سنی کودک و نوجوان برای ارتقا و توانمندسازی این مؤلفه‌ها در قالب انواع بازی‌ها انجام می‌گیرد که خود نشان‌دهنده تمرکز بیشتر این جوامع بر پیشگیری است تا درمان. از این رو سعی بر این بود که پژوهش حاضر روی افراد سالم و به‌طور خاص نوجوانان متمرکز شود تا بتوان از نتایج آن در برنامه‌ریزی‌های آموزشی و تربیتی مرتبط با دانش‌آموزان استفاده نمود. در همین راستا سؤال پژوهش حاضر این است، که آیا تمرین‌های حافظه‌کاری ریهاکام برانعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نوجوانان مؤثر است.

• روش

روش پژوهش حاضر از نوع نیمه‌آزمایشی و کمی بود که همراه با پیش‌آزمون و پس‌آزمون و با گروه کنترل انجام شد. آزمون پیگیری هم یک‌ماه بعد از اجرای مداخله اجرا شد. جامعه آماری کلیه دانش‌آموزان پسر مقطع متوسطه دوره اول شهر تهران واقع در آموزش و پرورش منطقه ۷ و در گروه سنی ۱۲ تا ۱۴ سال که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ و در پایه تحصیلی هفتم مشغول به تحصیل بودند، تشکیل می‌دهند. با رعایت ملاک ورود و خروج، ۳۰ نفر از دانش‌آموزان با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و در دو گروه آزمایش و کنترل به صورت تصادفی (هرکدام ۱۵ نفر) قرار گرفتند. ملاک ورود این پژوهش، رضایت دانش‌آموزان و اولیاء ایشان برای شرکت در پژوهش، نبود دریافت مداخلات مرتبط با پژوهش در زمان حال و نبود استفاده از داروهای روان‌پزشکی بود که توسط خوداظهاری اولیاء، در برگه‌های اولیه‌ای که برای آشنایی با پژوهش و مراحل آن در اختیار ایشان قرار گرفته شده بود، بررسی شد. همچنین ملاک خروج، غیبت بیش از یک جلسه در جلسات مداخله یا انصراف از ادامه پژوهش در نظر گرفته شد. همچنین این پژوهش دارای کد اخلاق با شناسه IR. PNU. REC. 1403. 356 - است.

• ابزار

(الف) آزمون ساده استروپ (Simple Stroop Test): آزمون استروپ، یکی از مهمترین و متداول‌ترین آزمون‌هایی است که پژوهشگران به منظور اندازه‌گیری بازداری شناختی مورد استفاده قرار می‌دهند. در این پژوهش از آزمون رایانه‌ای استروپ مؤسسه سینا استفاده شد. در این آزمون، ۴۸ کلمه رنگی به صورت هم‌خوان (نوشتن نام رنگ با رنگ هماهنگ، مانند واژه قرمز که با رنگ قرمز نوشته شده است) و ۴۸ کلمه ناهم‌خوان (نوشتن نام رنگ با رنگ ناهماهنگ، مانند واژه قرمز که با رنگ زرد نوشته شده است)، به صورت کاملاً تصادفی و در مجموع به تعداد ۹۶ بار به آزمودنی ارائه می‌گردد. نتایج به دست آمده شامل تعداد پاسخ‌های خطا، تعداد پاسخ‌های صحیح، نمره تداخل و زمان تداخل است که در این پژوهش نمره تداخل و زمان تداخل، نمرات مد نظر ما هستند. نمره تداخل از طریق محاسبه تفاوت نمره بین زمان واکنش کلمات ناهم‌خوان و کلمات هم‌خوان محاسبه می‌گردد (زارع و همکاران، ۱۴۰۲). پژوهش‌های انجام شده پیرامون آزمون استروپ نشان‌دهنده اعتبار و روایی مناسب آن در سنجیدن بازداری پاسخ در همه گروه‌های سنی است. اعتبار این آزمون از روش بازآزمایی در دامنه ۸۰ درصد تا ۹۱ درصد گزارش شده است (مشهدی و همکاران، ۱۳۹۰).

(ب) آزمون طبقه‌بندی کارت‌های ویسکانسین (Wisconsin card sorting test- WCST): تاریخچه ساخت این آزمون به سال ۱۹۴۸ برمی‌گردد، زمانی که برگ مطالعه‌ای را زیر نظر گرانت و در دانشگاه ویسکانسین آغاز کرد (ماسوله و همکاران، ۱۳۹۶). در آزمون ویسکانسین ۴ کارت الگو در بالای صفحه به صورت ثابت قرار می‌گیرد. ۶۰ کارت دیگر با ترتیب کاملاً تصادفی نمایش داده می‌شوند. هنگامی که یک کارت نشان داده می‌شود آزمودنی تصمیم می‌گیرد که این کارت را زیر کدام یک از کارت‌های اصلی قرار دهد. پس از جای‌گذاری کارت توسط آزمودنی به وسیله صفحه کلید یا ماوس، بلافاصله بازخورد درست یا نادرست روی صفحه نمایش، مشاهده می‌شود. الگوی تعیین‌شده به ترتیب، رنگ، شکل و تعداد نمادها است. این آزمون داده‌های مختلفی را در اختیار ما قرار می‌دهد (تعداد طبقات تکمیل شده، تعداد خطاهای درج‌ماندگی، تعداد کل پاسخ‌های صحیح، تعداد کل پاسخ‌های ناصحیح، مدت زمان اجرای آزمون، سایر خطاها، تعداد کل تلاش‌های آزمودنی، تعداد تلاش‌ها برای تکمیل الگوی اول، تعداد پاسخ‌های سطح مفهومی، درصد پاسخ‌های مفهومی و شکست) که دو مورد از این داده‌ها یعنی تعداد طبقات کامل شده، تعداد خطاهای درج‌ماندگی اصلی‌ترین شاخص

برای سنجش کنش‌های اجرایی از جمله انعطاف‌پذیری شناختی است که از سوی بیشتر پژوهشگران این حوزه پذیرفته شده است. میزان روایی ملاکی این آزمون در سنجش نقص‌های شناختی ناشی از آسیب‌های مغزی در لوب پیشانی بالای ۸۶ درصد گزارش شده است است (خلف‌بیگی و همکاران، ۱۳۹۲). اعتبار آزمون طبقه‌بندی کارت‌های ویسکانسین با آلفای کرونباخ یا همان همسانی درونی برای تعداد طبقات تکمیل‌شده ۷۳ درصد و خطای درجاماندگی با عدد ۷۴ درصد گزارش شده است. ضریب تصنیف (دو نیمه‌کردن) برای تعداد طبقات تکمیل‌شده ۸۳ درصد و برای خطای درجاماندگی عدد ۸۷ درصد را نشان می‌دهد، که حاکی از اعتبار مناسب برای نسخه مورد نظر است (شاه‌قلیان و همکاران، ۱۳۹۰).

ج) برنامه مداخله هاسومد ریهاکام (HASOMED RehaCom6): این نرم‌افزار که به اختصار به آن ریهاکام (RehaCom) گفته می‌شود، یک برنامه و نرم‌افزار توانبخشی شناختی است که رویکرد آن آموزش مبتنی بر رایانه است. در این پژوهش از نسخه ۶/۱۰/۲/۰ - (۳۱/۰۱/۲۰۲۲) - نسخه پایگاه داده‌ها: ۲/۰۱، استفاده شد. این نرم‌افزار دارای حدود ۲۶ ماژول به زبان انگلیسی است. از نقاط قوت این نرم‌افزار پشتیبانی از ۲۱ زبان دیگر از جمله فارسی است. تمام ماژول‌های درمانی این نرم‌افزار به‌گونه‌ای طراحی شده‌اند که حتی برای بیماران با مشکلات شناختی شدید نیز به راحتی قابل استفاده‌اند. ماژول‌های درمانی ریهاکام، در ۸ بخش اصلی دسته‌بندی می‌شوند که هر بخش دارای تعدادی زیربخش است (امیری و همکاران، ۱۳۹۸). ماژول‌های اصلی این نرم‌افزار شامل توجه (تمرین هشیاری، توجه تقسیم‌شده، توجه و تمرکز، توجه مستمر، دیداری - ساختاری/مهارت، رفتار واکنشی، عملیات فضایی سه بعدی، عملیات‌های دو بعدی، پاسخ‌دهی، گوش به‌زنگی)، حافظه (حافظه کلامی، حافظه شکلی، حافظه کاری، استراتژی حافظه، حافظه کلمات، حافظه توپولوژیکی)، کارکردهای اجرایی (استدلال منطقی، برنامه‌ریزی تعطیلات، خرید، محاسبات)، میدان دید (بررسی اجمالی و خواندن، تمرین ساکادی، جستجوی دیداری، جستجوی چشمی، ترمیم بینایی) و ماژول‌های تغییر یافته است. در پژوهش حاضر از زیر ماژول حافظه کاری استفاده شده است.

د) برنامه مداخله‌ای رایانه‌ای ظرفیت حافظه کاری (computer intervention program working memory capacity - CIPWMC):

در ابتدا از ماژول اصلی حافظه، برنامه حافظه کاری انتخاب و اجرا شد. با توجه به سطح توانایی شخص و میزان آسیب‌دیدگی می‌توان شماره مرحله آغازین را از قسمت پارامترهای ماژول مربوطه تنظیم کرد. روند کلی انجام این بازی بدین صورت است که در هر مرحله، تعدادی کارت برای چند ثانیه نشان داده و سپس برگردانده می‌شوند تا پشت کارت‌ها مشخص باشند، پس از آن در پایین صفحه تعدادی کارت به نمایش در می‌آید و از کاربر خواسته می‌شود با توجه به دستور آن مرحله کارت‌های مورد نظر و مشابه با کارت‌های بالا را انتخاب کند و با ترتیب خواسته شده در محل مورد نظر قرار دهد. ترتیب قرارگیری می‌تواند با ترتیب کارت‌های اولیه یا برعکس و از آخر به اول باشد. همچنین در بعضی از مراحل، هدف شناسایی کارت‌هایی با علامت خاص و مشابه کارت‌های ارائه شده در بالای تصویر، از میان کارت‌های پایین صفحه است. با بالا رفتن مرحله بازی تعداد کارت‌ها و تشابه آنها به یکدیگر هم افزایش می‌یابد. اگر کاربر در انتخاب کارتی اشتباه کند برنامه یک‌بار دیگر به او اجازه بازی در همان مرحله را می‌دهد، اگر اشتباه دوباره تکرار شود مرحله فعلی به مرحله قبل بازگردانده می‌شود که همان هماهنگی برنامه با سطح توانایی فرد است. در حین انجام برنامه هر زمان که کاربر احتیاج به استراحت یا ترک محل را داشته باشد، این امکان برای او وجود دارد و برنامه پس از بازگشت، از مرحله قبل ادامه خواهد یافت، که این توقف در گزارشی که به بالینگر ارائه می‌شود، درج می‌گردد. در انتهای کار و در قسمت خروجی داده‌ها امکان بررسی پیشرفت هر کاربر به شکل انفرادی یا در مقایسه با گروهی خاص و به صورت جدول و نمودار امکان‌پذیر است. همچنین داده‌های این برنامه به راحتی قابل انتقال به برنامه اکسل است. برای بیان نتایج این پژوهش، از روش آماری تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده گردید. برای تحلیل داده‌ها در بخش توصیفی از فراوانی، درصد فراوانی، میانگین و انحراف معیار استفاده گردید و در بخش استنباطی از آزمون تحلیل آماری تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و با کمک نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ استفاده شد و تحلیل داده‌ها با سطح معناداری $\alpha = 0/05$ انجام گردید.

• یافته‌ها

در ابتدا شاخص‌های توصیفی نمرات دو مؤلفه پژوهش و زیر مؤلفه‌های آنها بررسی شد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی نمرات مؤلفه‌های پژوهش در گروه آزمایش و کنترل در مراحل مداخله

متغیر	گروه	پیش‌آزمون		پس‌آزمون		پیگیری	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
طبقات	آزمایش	۲/۴۳	۱/۲۲	۵/۰۷	۱/۳۲	۴/۵۰	۱/۴۰
	کنترل	۳	۱/۸۴	۳/۳۶	۱/۸۶	۳/۱۴	۱/۵۱
درجا ماندگی	آزمایش	۸/۳۶	۱/۶۴	۳/۶۷۱	۱/۶۴	۲/۸۶	۱/۷۴
	کنترل	۶/۶۴	۲/۷۹	۴/۸۶	۳/۰۳	۵/۲۹	۲/۷۳
نمره تداخل	آزمایش	۲/۶۴	۲/۶۴۹	۰/۸۶	۰/۷۷۰	۱/۱۴۰	۱/۱۶۷
	کنترل	۲/۲۱	۲/۰۴۶	۱/۷۹	۱/۲۵۱	۱/۲۱	۱/۳۱۱
زمان تداخل	آزمایش	۷۵	۷/۱۸۶	۳۳/۲۹	۴/۸۶۳	۳۹/۷۱	۸/۶۶۷
	کنترل	۵۲/۳۶	۳/۶۶۹	۵۸/۰۷	۳/۸۳۵	۶۵/۹۳	۴/۱۳۷

در بررسی نرمال بودن داده‌ها و همگنی واریانس‌ها از آزمون‌های شاپیرو ویلک، لوین و کرویت استفاده شد. در آزمون لوین، برای انعطاف‌پذیری شناختی سطح معناداری $6/004$ و برای بازداری شناختی سطح معناداری $5/065$ به دست آمد. همچنین در آزمون کرویت $Sig=0/253$ برای انعطاف‌پذیری شناختی و $Sig=0/147$ برای بازداری شناختی به دست آمد، که نتیجه‌های به دست آمده نرمال بودن داده‌ها و همگنی آنها را تأیید نمود. در بررسی کرویت با آزمون موجلی، با توجه سطح معناداری $Sig>0/05$ ، برای مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی و زیر مؤلفه‌های آنها، نتایج آزمون تحلیل واریانس مکرر از قسمت Sphericity Assumed گزارش شد. همچنین با توجه به سطح معناداری مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی بازداری شناختی و زیر مؤلفه‌های آنها، جهت مقایسه دوه‌دو گروه‌ها با آزمون بنفرونی، پرداخته شد. آزمون مقایسه بنفرونی نشان داد که تمرین‌های حافظه کاری بر مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی و زیر مؤلفه‌های آن یعنی تعداد طبقات و نمره درجاماندگی نوجوانان اثر معنادار داشته است و این تأثیر را در مرحله پیگیری نیز حفظ شده است. همچنین در زیر مؤلفه نمره تداخل و زمان تداخل از متغیر بازداری شناختی خروجی آزمون بنفرونی پیش‌آزمون نسبت به پیگیری معناداری نشان می‌دهد، که به معنای ثابت ماندن تغییرات ایجاد شده است. نتایج به دست آمده در جداول ۲ و ۳ گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج تحلیل واریانس مکرر در بررسی اثر تمرین‌های حافظه کاری بر مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی، بازداری شناختی و زیر مؤلفه‌ها

متغیر	منبع اثر	SS	DF	MS	F	Sig	اندازه اثر	توان آزمون
انعطاف‌پذیری شناختی	زمان*گروه	۹۸۹۷/۸۸	۲	۴۹۴۸/۹۴	۱۳/۳۲	۰/۰۰۱	۰/۳۳	۰/۹۹
	گروه	۲۱۵۰/۲۹	۱	۲۱۵۰/۲۹	۱۴/۳۶	۰/۰۰۱	۰/۲۱	۰/۹۵
طبقات	زمان*گروه	۶/۵۹	۱/۳۴	۴/۵۷	۱/۸۱	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۳۰
	گروه	۲۲/۷۱	۱	۲۲/۷۱	۹/۴۵	۰/۰۰۱	۰/۲۵	۱/۰۰
درجاماندگی	زمان*گروه	۱۰۸۲۳/۲۳	۱/۳۹	۷۸۷۸/۳۰	۱۴/۴۷	۰/۰۰۱	۰/۲۵	۰/۹۸
	گروه	۲۴۸۴/۲۹	۱	۲۴۸۴/۲۹	۴۲/۲۷	۰/۰۰۱	۰/۶۱	۱/۰۰
بازداری شناختی	زمان	۴۴۹۳/۷۳	۱/۸۱	۲۴۸۰/۹۷	۹/۹۷	۰/۰۰۱	۰/۱۳	۰/۸۳
	زمان*گروه	۳۵۲۱/۷۳	۱/۸۱	۱۹۴۴/۶۳	۱۳/۳۲	۰/۰۰۱	۰/۳۳	۰/۸۱
نمره تداخل	گروه	۷۷۷۲/۱۹	۱	۲۱۵۰/۲۹	۱۴/۳۶	۰/۰۰۱	۰/۲۱	۰/۹۷
	زمان	۲۶/۲۱	۱/۴۴	۱۸/۱۸	۷/۲۱	۰/۰۰۱	۰/۲۱	۰/۸۴
زمان تداخل	زمان*گروه	۶/۵۹	۱/۴۴	۴/۵۷	۱/۸۱	۰/۰۰۱	۰/۱۶	۰/۷۳
	گروه	۲۱/۸۷	۱	۲۱/۸۷	۹/۰۶	۰/۰۰۱	۰/۲۵	۰/۸۲
زمان تداخل	زمان	۴۶۰۰/۳۸	۱/۳۷	۳۳۸۴/۶۴	۶/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۱۹	۰/۷۶
	زمان*گروه	۱۰۸۲۳/۲۳	۱/۳۷	۷۸۷۸/۳۰	۱۴/۴۷	۰/۰۰۱	۰/۳۵	۰/۹۸
گروه	۱۶۵۰/۲۸	۱	۱۶۵۰/۲۸	۱۷/۳۷	۰/۰۰۱	۰/۴۰	۰/۹۸	

جدول ۳. نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی در مداخله تمرین‌های حافظه کاری بر مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی، بازداری شناختی و زیر مؤلفه‌ها

متغیر	زمان	اختلاف میانگین	خطای معیار	معناداری
انعطاف‌پذیری شناختی	پیش‌آزمون	۱۷/۰۳	۱۲/۲۳	۰/۰۰۱
	پیش‌آزمون	۳/۷۴	۱۴/۷۲	۰/۰۴۰
	پس‌آزمون	-۱۳/۳۲	۱۱/۳۳	۰/۰۰۵
طبقات	پیش‌آزمون	۱/۱۰	۰/۴۲	۰/۰۰۴
	پیش‌آزمون	۱/۲۵	۰/۴۱	۰/۰۰۱
	پس‌آزمون	۱/۱۰	۰/۴۲	۰/۰۴۰
درجا ماندگی	پیش‌آزمون	۱۸/۰۰	۶/۲۳	۰/۰۰۱
	پیش‌آزمون	۱۰/۸۵	۵/۸۸	۰/۰۰۲
	پس‌آزمون	۷/۱۴	۲/۶۴	۰/۰۰۱
بازداری شناختی	پیش‌آزمون	۲۰/۸۵	۶/۲۲	۰/۰۰۷
	پیش‌آزمون	۱۳/۳۹	۵/۸۲	۰/۰۰۹
	پس‌آزمون	۷/۴۴	۲/۵۶	۰/۰۰۲
نمره تداخل	پیش‌آزمون	۱/۱۰	۰/۴۲	۰/۰۰۴
	پیش‌آزمون	۱/۲۵	۰/۴۱	۰/۰۱۷
	پس‌آزمون	۰/۱۴	۰/۱۹	۱/۰۰۰
زمان تداخل	پیش‌آزمون	۱۷/۰۰	۶/۲۳	۰/۰۰۲
	پیش‌آزمون	۱/۸۵	۵/۸۵	۰/۲۲۶
	پس‌آزمون	۷/۱۴	۲/۶۳	۰/۰۰۳

• بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثربخشی تمرین‌های حافظه کاری بر انعطاف‌پذیری شناختی و بازداری شناختی نوجوانان انجام گرفت. نتیجه به دست آمده در این پژوهش با یافته‌های نظربلند و همکاران (۱۴۰۳)، ابهریان و همکاران (۱۴۰۰)، زارع، شریفی و حشم‌دار (۱۳۹۶)، تافی و شهابی (۱۳۹۶)، عبدالکریم و جامجو (۲۰۲۰) و وست و همکاران (۲۰۲۰)، هم‌خوانی دارد. از نظر سازوکارهای شناختی و عصبی، نتایج ما می‌توانند با فرضیه انعطاف‌پذیری عصبی (neuroplasticity) هم‌راستا باشد: تمرین‌های پیاپی پردازش‌های حافظه کاری احتمالاً موجب تقویت و بازپیکربندی شبکه‌های نورونی مرتبط با ناحیه پیش‌پیشانی و مسیرهای پردازشی مرتبط می‌شوند که زیربنای توانایی‌های تغییر محور (shifting) و مهار پاسخ‌های نامناسب‌اند. همچنین شواهد جانبی از مطالعات مداخلات جسمانی و آموزش‌های شناختی درگیرکننده نشان می‌دهد که افزایش جریان خون مغزی و هماهنگی شبکه‌ای (BDNF) می‌تواند میانجی‌گر بهبودهای مشاهده‌شده در بازداری و انعطاف‌پذیری شناختی باشد؛ بنابراین ترکیب نتایج ما با این چارچوب زیستی- رفتاری سازگاری دارد (قرائتی و همکاران، ۲۰۲۴). با این حال، ادبیات اخیر نکاتی مهم دربارهٔ دامنهٔ انتقال (transfer) و ثبات اثرات مطرح کرده است. متآنالیزها و مطالعات کنترل‌شده تصریح می‌کنند که آموزش‌های حافظه‌کاری به‌طور قابل‌اعتمادی موجب بهبود در آزمون‌های نزدیک (near transfer) می‌شوند، اما شواهد برای انتقال وسیع (far transfer)، به‌ویژه در نمونه‌های سالم کودکان و نوجوانان، متناقض است و به طراحی تمرین‌های خاص به‌طور مثال هماهنگ‌بودن (adaptive) طول و شدت جلسات، و ویژگی‌های پایه‌ای شرکت‌کنندگان بستگی دارد. در مطالعاتی که ویژگی‌های تمرین بالاتر (نوع انطباقی، طولانی‌تر یا درگیرکننده‌تر) و یا نمونه‌های مبتلا به اختلال‌های شناختی را بررسی کرده‌اند، اندازهٔ اثرهای بزرگ‌تر و پایدارتر گزارش شده است؛ بنابراین یافته‌های مثبت ما در انعطاف‌پذیری و بازداری می‌تواند ناشی از ترکیبی از طراحی هدف‌مند RehaCom و ویژگی‌های نمونه حاضر باشد (لو و همکاران، ۲۰۲۵). از منظر روش شناختی، چند نکته برای تفسیر نتایج مهم است. اول اینکه شدت و طول دورهٔ مداخله (۱۰ جلسه ۲۰ دقیقه‌ای) نسبت به برخی پروتکل‌های طولانی‌تر کوتاه‌تر است؛ با این حال مشاهدهٔ اثرات معنادار بیانگر آن است که حتی دوره‌های فشردهٔ کوتاه نیز می‌توانند در بازهٔ زمانی کوتاه‌مدت مؤثر باشند، هرچند نیاز به پی‌گیری بلندمدت‌تر برای تبیین ماندگاری طولانی‌مدت وجود دارد. دوم، مقایسهٔ نتایج ما با مداخلات غیرحوزه‌ای مانند فعالیت بدنی شناختی نشان می‌دهد که چند راهبرد غیرهمگن (کلامی / رایانه‌ای / حرکتی) می‌توانند روی بازداری و انعطاف‌پذیری اثر بگذارند، که این نکته می‌تواند برای طراحی مداخلات ترکیبی (به‌طور مثال، آموزش حافظه کاری همراه با

فعالیت جسمانی درگیرکننده) پیشنهاددهنده باشد (لیو و همکاران). در تبیین این یافته براساس دیدگاه لوریا درمورد فرضیه شکل‌پذیری مغزی، می‌توان توضیح داد که تأثیرات احتمالی نرم افزارهای توانبخشی شناختی بر مؤلفه‌های شناختی، در اثر تمرین‌های شناختی و تکرار این تمرین‌ها اتفاق می‌افتد، بنابراین می‌توان ادعا کرد همان مکانیسمی که مبنای شکل‌پذیری وابسته به تجربه است، بعد از انجام تمرین‌های شناختی باعث بهبود خودبه‌خودی و هدایت‌شده در مؤلفه‌های مرتبط می‌گردد (محمملو و همکاران، ۱۴۰۰). توانبخشی شناختی رایانه‌ای هم که بر طبق اصل خودترمیمی و شکل‌پذیری مغز عمل می‌کند با تحریک مداوم قسمت‌های کمتر فعال در مغز تغییرات سیناپسی ماندگاری در آنها ایجاد می‌کند (کرمی و همکاران، ۱۳۹۹).

در همین راستا در بررسی تغییرات مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی و زیرمؤلفه‌های خطای درجاماندگی و تعداد طبقات تکمیل شده، بین پیش‌آزمون با پس‌آزمون و پیگیری تفاوت معناداری را نشان داد. در نتیجه می‌توان گفت تمرین‌های حافظه کاری بر بهبود این مؤلفه‌ها مؤثر و این تغییرات پایدار بوده‌اند. یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های عزیزیان و همکاران (۱۴۰۳)، سوساو لاگانا (۲۰۱۹)، هامر و همکاران (۲۰۱۸)، همسو است. این یافته را می‌توان براساس نظریه انعطاف‌پذیری شناختی تبیین کرد (وون باستیان و همکاران، ۲۰۱۹). نظریه انعطاف‌پذیری شناختی بر ماهیت یادگیری در حیطه‌های پیچیده تمرکز می‌کند. براساس این نظریه، کسی یادگیرنده موفق است که بتواند در پاسخ (واکنش) به خواست‌های موقعیت‌های متنوع، دانش خود را سازماندهی و از آن استفاده کند. یادگیرندگان برای کسب‌کردن این انعطاف‌پذیری شناختی باید به‌طور کامل پیچیدگی کامل مسائل را درک و چندین بار محتوای مسئله را بررسی کنند تا به این نتیجه برسند که می‌توان با تغییر متغیرها و اهداف، فضای مسئله را تغییر داد (وون باستیان و همکاران، ۲۰۱۹).

همچنین پژوهش حاضر نشان داد که تمرین‌های حافظه کاری بر بازداری شناختی نوجوانان، اثر معنادار دارد. نتایج این یافته با نتایج لاوسنس (۲۰۲۲)، سلطانی‌پور و همکاران (۱۴۰۰)، همسو بود. به‌نظر می‌رسد کسانی که حافظه کاری قوی‌تری دارند برای مقابله با مشکلات بهتر تجهیز می‌شوند و این افراد در تکالیف مربوط به حل مسئله، استدلال و تنظیم تجارب هیجانی موفق‌تر عمل می‌کنند. درواقع حافظه کاری باعث سرکوب افکار مزاحم و تمرکز بیشتر در عملکرد شخصی در تکلیف‌های روزانه‌ای که وابسته به کنترل تداخل فعال و کنترل شناختی است می‌شود که این فرایند بسیار نزدیک به بازداری شناختی است (لاوسنس، ۲۰۲۲). از آنجایی که مغز سازمانی پویاست و در طول سال‌های زندگی از نظر عصب شناختی، توانایی بازسازماندهی وسیعی را دارد و اگر تحریک منظم برای مغز، توسط تجارب جدید و مرتبط، انجام پذیرد، بهبود کارکرد رفتاری نوروها را در پی خواهد داشت. در نتیجه علت بهبود معنادار عملکرد در بازداری شناختی افراد در اثر تمرین‌های توانمندسازی شناختی رایانه‌ای در اصل بهبود در خاصیت انعطاف‌پذیری مغز آنها است (سلطانی‌پور و همکاران، ۱۴۰۰).

• نتیجه‌گیری

در مجموع، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تمرین‌های حافظه کاری با استفاده از نرم‌افزار ریهاکام می‌توانند به‌عنوان رویکردی کارآمد برای تقویت عملکردهای اجرایی نوجوانان مورد استفاده قرار گیرند. این آثار مثبت، همراه با یافته‌های سایر پژوهش‌ها، نشان می‌دهد که مداخلات رایانه‌ای هدف‌مند می‌توانند نقش مهمی در توانبخشی شناختی و بهبود مهارت‌های تحصیلی و رفتاری نوجوانان داشته باشند. با وجود این، انجام پژوهش‌های گسترده‌تر و دقیق‌تر برای بررسی پایداری اثرات و شناخت سازوکارهای زیربنایی ضروری است. با توجه به این یافته، پیشنهاد می‌گردد که طراحان بازی‌های کامپیوتری اینگونه تمرین‌ها و بازی‌ها را در طراحی‌های خود مد نظر قرار داده تا علاوه بر ایجاد اوقات مفرح برای نوجوانان در بارورسازی و تقویت مهارت‌های اجرایی آنان نیز دخیل باشند. از محدودیت‌های پژوهش باید به نمونه نسبتاً کوچک و تک‌جنسیتی بودن شرکت‌کنندگان که باعث محدودیت تعمیم‌پذیری می‌شود اشاره کرد؛ می‌توان برای پژوهش‌های آینده، نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر شامل دختران و گروه‌های سنی متفاوت را بررسی کرد، دوره‌های طولانی‌تر و طراحی‌های تطبیقی‌تر (adaptive training) را مقایسه نمود. همچنین مقایسه مستقیم RehaCom با دیگر پلتفرم‌های آموزش حافظه (و یا مداخلات ترکیبی) می‌تواند روشن کند که کدام ویژگی‌های طراحی نرم‌افزار (انطباق، پیچیدگی تکالیف، بازخورد) بیشترین نقش را در تولید انتقال‌های رفتاری بازی می‌کنند.

• تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

• تشکر و قدردانی

در اینجا لازم می‌بینم که از مدیریت دبیرستان بحرالعلوم منطقه ۷ و تمام کارکنان و معلمان و همچنین دانش‌آموزان و والدین محترم پایه هفتم این دبیرستان که در انجام این پژوهش یاری‌رسان ما بودند کمال تشکر را به‌عمل آورم.

• منابع

- ابهریان، پیمان؛ مسچی، فرحناز؛ میرزایی، مرجان و ثابت، مهرداد. (۱۴۰۰). مقاله اثربخشی توان بخشی شناختی مبتنی بر نرم افزار ریهاکام بر بهبود عملکرد شناختی سالمندان. *مجله پرستار و پزشکی در رزم*، ۹(۳۱)، ۴۵-۳۲. URL: <http://npwjma.ajaums.ac.ir/article-1-785-fa.html>
- احسانی‌نژاد، صفورا و اعتمادینا، مهین (۱۳۹۷). مقایسه کارکردهای اجرایی دانش‌آموزان مدارس استعدادهای درخشان و عادی. *دومین کنفرانس بین‌المللی روان‌شناسی، مشاوره، تعلیم و تربیت*. مشهد. <https://civilica.com/doc/843299/>
- امیری، ساناز؛ ناصحی، محمد و ابهریان، پیمان. (۱۳۹۸). اثر بخشی توانبخشی شناختی ریهاکام بر افسردگی بیماران مبتلا به سکنه مغزی مزمن. *مجله علوم مراقبتی نظامی*، ۶، ۴۸-۳۹. <http://mcs.ajaums.ac.ir/article-1-222-fa.html>
- اوریادی، پریسا؛ هادیان فرد، حبیب و قاسمی، نظام‌الدین. (۱۳۹۸). اثربخشی توانبخشی شناختی مبتنی بر بازی‌های رایانه‌ای بر عملکردهای اجرایی کودکان مبتلا به اختلال نقص توجه/ فزون‌کنشی، *فصلنامه روان‌شناسی شناختی*، ۷(۱)، ۱۲۱-۱۳۰. <https://dor.isc.ac/dor/20100123455780.1398.7.1.3.1>
- تافی، فروغ و شهابی، روح‌اله. (۱۳۹۶). بررسی نقش ظرفیت حافظه کاری بر کارکردهای اجرایی در آمادگی ابتلا به آلزایمر. *مجله روانشناسی*، ۳(۲۱)، ۳۳۳-۳۱۶. <http://www.iranapsy.ir/Article/49785>
- خلف بیگی، میترا؛ اکبرفهمی، ملاحظت؛ عشایری، حسن و دوستدار، حاتف. (۱۳۹۲). تأثیر فعالیت‌های موسیقی بر عملکرد اجرایی بیماران مبتلا به اسکیزوفرنی. *مجله علوم پزشکی جمهوری اسلامی ایران*، ۱۱(۲)، ۱۲۰-۱۲۹. <https://sid.ir/paper/96840/fa>
- شاهقیان، مهناز؛ فتحی‌آشتیانی، علی؛ آزاد فلاح، پرویز؛ خدادادی، مجتبی. (۱۳۹۰). طراحی نسخه نرم‌افزاری آزمون دسته‌بندی کارت‌های ویسکانسین: مبانی نظری، نحوه ساخت و ویژگی. *مطالعات روانشناسی بالینی*، ۱(۴)، ۱۱۱-۱۳۳. https://jcps.atu.ac.ir/article_2078.html
- سلطانی‌پور، معصومه؛ پرند، اکرم؛ حسنی ابهریان، پیمان و شریف زیدی، سعید. (۱۴۰۰). تأثیر توانبخشی شناختی مبتنی بر رایانه بر بهبود کارکردهای اجرایی دانش‌آموزان دارای اختلال نارسایی توجه/ بیش‌فعالی. *فصلنامه روانشناسی شناختی*، ۹(۲): ۴۳-۳۱. <http://jcp.khu.ac.ir/article-1-3282-fa.html>
- عزیزیان، مرضیه؛ مردانی، زهرا و طاهرزاده قهفرخی، سجاد. (۱۴۰۲). اثربخشی مداخلات کارکردهای اجرایی برانعطف‌پذیری شناختی، حافظه کاری و پیشرفت تحصیلی ریاضی در دانش‌آموزان با عملکرد هوشی مرزی. *مطالعات بین‌رشته‌ای در آموزش*، ۲(۲)، ۹۱-۱۲۶. <https://doi.org/10.22034/ise.22034.10>
- عیوضی، سیما، یزدانبخش، کامران و مرادی، آسیه. (۱۳۹۸). اثربخشی توانبخشی شناختی بر بهبود حافظه کاری در کودکان مبتلا به نارسایی توجه/ بیش‌فعالی. *فصلنامه علمی پژوهشی عصب روان‌شناسی*، ۵(۱۱)، ۱۳۴-۱۲۱. <https://doi.org/10.30473/clpsy.2019.42568.1372>
- شریفی، علی اکبر و زارع، حسین. (۱۴۰۲). ساخت و هنجاریابی آزمون رایانه‌ای حافظه کاری کودکان. *مجله روانشناسی*، ۴(۲۷)، ۳۷۴-۳۶۵. <http://www.iranapsy.ir/Article/32610>
- زارع، حسین؛ شریفی، علی اکبر و چشم‌دار، سارا. (۱۳۹۸). اثربخشی توانبخشی شناختی رایانه‌ای بر بهبود اختلال شناختی خفیف و ظرفیت حافظه کاری. *مجله روانشناسی*، ۴(۲۳)، ۳۸۷-۳۷۱. <http://www.iranapsy.ir/Article/21663>
- زارع، حسین؛ نیرومند، آزاده و خدادادی، سمانه. (۱۴۰۲). ترجمه و تألیف کتاب *روش‌های غربالگری شناختی فوری برای بالینگران*. فاینشتاین، آنتونی، شولمن، کنس. تهران: انتشارات ارجمند. <https://www.arjmandpub.com/book/2488/>

- کرمی، جهانگیر؛ آب‌باریکی، اکرم و جشن‌پور، محمد. (۱۳۹۹). اثربخشی توانبخشی شناختی بر بهبود بازداری پاسخ در مردان مبتلا به سوء مصرف هروئین. فصلنامه علمی اعتیاد پژوهی، ۱۴(۵۶). ۲۸۶-۲۶۷. <http://etiadjahohi.ir/article-1-2172-fa.html>
- ماسوله، میلاد؛ بافنده قراملکی، حسن و احمدی، عزت‌الله. (۱۳۹۵). مقایسه انعطاف‌پذیری و باورهای شناختی در بین افراد دوزبانه و تک‌زبانه ترکی آذری و فارسی‌زبان. زبان‌شناسی اجتماعی، ۲۱(۲). ۴۵-۳۷. <https://civilica.com/doc/1617304/>
- محمملو، اکرم؛ مروتی، ذکراه و یوسفی افراشته، مجید. (۱۴۰۰). اثربخشی توانبخشی شناختی رایانه‌ای بر مسئله‌گشایی خلاق و سرعت پردازش اطلاعات دانش‌آموزان دختر مقطع ابتدایی. فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی، ۱۲(۳). ۳۳۳-۳۰۷. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.314576.643710>
- مشهدی، علی؛ حمیدی، ندا؛ سلطانی‌فر، عاطفه و تیموری، سعید. (۱۳۹۰). بررسی بازداری پاسخ در کودکان مبتلا به اختلال‌های طیف درخودماندگی: کاربرد آزمون استروپ رایانه‌ای. پژوهش‌های روانشناسی بالینی و مشاوره، ۲۱(۲). ۸۷-۱۰۴. <https://doi.org/10.22067/ijap.v1i2.8116>
- نظربلند، ندا؛ ختائیلر، فرناز و علیزاده، ابراهیم. (۱۴۰۳). اثربخشی آموزش تفکر انتقادی بر حافظه کاری، انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم شناختی هیجان در دانش‌آموزان. فصلنامه روان‌شناسی کاربردی، ۱۸(۴). ۳۱-۹. <https://doi.org/10.2334/apsy.2024.18.4.31-9>
- Alabdulkareem, E & Jamjoom, M. (2020). Computer - Assisted Learning for Improving ADHD Individuals 'Executive Functions Through Gamified Interventions: A Review Entertainment Computing. *Entertainment Computing*, 33: 100-341. <https://doi.org/10.1016/j.entcom.2020.100341>
- Bathelt, J., Holmes, J., & Astle, D. (2019). Data-driven subtyping of executive function-related behavioral problems in children. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 57(4): 252-262. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2018.01.014>
- Bonham, M. D., Shanley, D. C., Waters, A. M., & Elvin, O. M. (2021). Inhibitory control deficits in children with oppositional defiant disorder and conduct disorder compared to attention deficit/hyperactivity disorder: A systematic review and meta-analysis. *Research on Child and Adolescent Psychopathology*, 49, 39-62. <https://doi.org/10.1007/s10802-020-00713-9>
- Ceceli, A. O., King, S. G., McClain, N., Alia-Klein, N., & Goldstein, R. Z. (2023). The neural signature of impaired inhibitory control in individuals with heroin use disorder. *Journal of neuroscience*, 43(1), 173-182. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.1237-22.2022>
- Dahl, R., Allen, N., & Wilbrecht, L. (2018). Importance of investing in adolescence from a developmental science perspective. *Nature*, 554: 441-450. <https://doi.org/10.1038/nature25770>
- Favieri, F., Forte, G., & Casagrande, M. (2019). The executive functions in overweight and obesity: a systematic review of neuropsychological cross-sectional and longitudinal studies. *Frontiers in Psychology*, 10, 2126. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02126>
- Friedrich, J., & Beste, C. (2019). Impact of stimulus modality on the processing of conflicting sensory information during response inhibition. *Neuroscience*, 191-201. <https://doi.org/10.1016/j.neuroscience.2019.05.010>
- Gharaati, M., Hassani-Abhari, P., Saadatnia, M., & Zarrindast, M. R. (2024). Evaluation of RehaCom cognitive rehabilitation on different aspects of visual attention in patients with middle cerebral artery ischemia: A nonblinded randomized clinical trial. *Arya Atherosclerosis*, 20(4), 23. <https://doi.org/10.48305/arya.2024.31210>
- Harnishferger, K. (1995). The development of cognitive inhibition: Theory, definitions, research evidence, interference and inhibition in cognition. San Diego: Academic Press and treatment. *Guilford Publication*. <https://doi.org/10.1016/B978-012208930-5/50007-6>
- Homer, B. D., Plass, J., Raffaele, C., Ober, T. M., & Ali, A. (2018). Improving high school students' executive functions through digital game play. *Administration, Leadership & Technology Applied Psychology*, 117: 50- 58. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2017.09.011>
- Lavsnes, A., Hansen, T., Haberg, A., Grawe, R., & Langaas, M. (2022). Poor response inhibition and symptoms of inattentiveness are core characteristics of lifetime illicit substance use among young adults in the general Norwegian population: the Hunt study. *Substance use & misuse*, 57(9), 1462-1469. <https://doi.org/10.1080/10826084.2022.2091788>
- Lau, R. C., Anderson, P. J., Gathercole, S., Wiley, J. F., & Spencer-Smith, M. (2025). Does working memory training in children need to be adaptive? A randomized controlled trial. *Child Development*, 96(2), 508-526. <https://doi.org/10.1111/cdev.14180>
- Liu, L., & Xin, X. (2025). The effects of physical exercise on cognitive function in adolescents: a systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 16, 1556721. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1556721>

- Maramis, M., Mahajudin, M., & Khotib, J. (2021). Impaired Cognitive Flexibility and Working Memory Precedes Depression: A Rat Model to Study Depression. *Neuro psychobiology*, 80(3): 225-33. <https://doi.org/10.1159/000508682>
- Mazza, Mg., Lorenzo, R., Conte, C., Poletti, S., Vai, B., & Bolettini, I. (2020). Anxiety and Depression in COVID-19 Survivors: Role of Inflammatory and Clinical Predictors. *Brain, behavior, and immunity*, 89: 594-600. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.07.037>
- Sosa, G. W., & Lagana, L. (2019). The effects of video game training on the cognitive functioning of older adults: A community-based randomized controlled trial. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 80, 20-30. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2018.04.012>
- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of experimental psychology*, 18(6), 643-662. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/h0054651>
- Sun, L., Niu, G., Du, H., Hu, X., Yang, S & Luo, Y. (2020). Trait aggression affects the response inhibition to angry expressions: An event-related brain potential study. *Personality and Individual Differences*. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109553>
- Thomsen, K., Osterland, T, B., Hesse, M., & Feldstein, S. (2018). The Intersection Between Response Inhibition and Substance use among Adolescents. *Addictive Behaviors*, 78,228-230. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2017.11.043>
- Wiest, D., Wong, E., Bacon, J., Rosales, K., & Wiest, G. (2020). The Effectiveness of Computerized Cognitive Training on Working Memory in a School Setting. *Applied Cognitive Psychology*, 34. <https://doi.org/10.1002/acp.3634>
- Wimmer, L., Bellingrathand, S., & von Stockhausen, L. (2020). Mindfulness Training for Improving Attention Regulation in University Students: Is it Effective? And do yoga and homework matter? *Frontiers Psychol*, 11: 719-724. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00719>
- Papanastasiou, G., Drigas, A., Skianis, C., & Lytras, M. (2020). Brain Computer Interface based Applications for Training and Rehabilitation of Students with Neurodevelopmental Disorders. *A literature review Heliyon*. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e04250>
- Von Bastian, C. C., Belleville, S., Udale, R. C., Reinhartz, A., Essounni, M., & Strobach, T. (2022). Mechanisms underlying training-induced cognitive change. *Nature Reviews Psychology*, 1(1), 30-41. <https://doi.org/10.1038/s44159-021-00001-3>

پیش‌بینی شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان براساس رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه: نقش واسطه‌ای تنظیم رفتاری هیجان

Predicting Students' Social Competence Based on Teacher-Student Relationship and Sense of School Belonging: The Mediating Role of Behavioral Emotion Regulation

Fateme Dadvand, MSc

Farhad Khormaei, PhD ✉

فاطمه دادوند^۱

فرهاد خرمایی^۲

Abstract

The present study aimed to predict students' social competence based on teacher-student relationship and sense of school belonging with the mediating role of behavioral emotional regulation. The statistical population included all students of the upper secondary school in Shiraz during the academic year 2024-2025, from which 300 participants were selected through multistage cluster sampling. The instruments used were the Teacher-Student Relationship Questionnaire (Murray & Zvoch, 2011), the School Belonging Scale (Beaty & Brew, 2005), the behavioral emotional regulation Questionnaire (Kraaij & Garnfesk, 2019), and the Social Competence Scale (Felner et al., 1995). Data were analyzed using structural equation modeling and bootstrap test via SPSS- 27 and AMOS- 27. The results indicated that the direct effects of teacher-student relationship and sense of school belonging on social competence, as well as their effects on behavioral emotional regulation, were statistically significant. Moreover, the indirect paths of these two variables on social competence through behavioral emotional regulation were also significant. The findings emphasize the simultaneous role of environmental and individual factors in promoting students' social competence. Accordingly, strengthening supportive relationships at school and teaching emotional regulation strategies may improve social skills and contribute to the psychological and social development of adolescents.

Keywords: Sense of School Belonging, Behavioral Emotional Regulation, Student, Teacher-Student Relationship, Social Competence.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، پیش‌بینی شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان براساس رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه با میانجی‌گری تنظیم رفتاری هیجان بود. جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم شهر شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود که از میان آنها، ۳۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. ابزارهای مورد استفاده شامل پرسشنامه رابطه معلم- دانش‌آموز (مورای و زوویچ، ۲۰۱۱)، مقیاس احساس تعلق به مدرسه (بتی و بری، ۲۰۰۵)، پرسشنامه تنظیم رفتاری هیجان (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۱۹) و مقیاس شایستگی اجتماعی (فلنر و همکاران، ۱۹۹۵) بود. داده‌ها با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری و آزمون بوت‌استرپ و با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای SPSS- 27 و AMOS- 27 تحلیل شدند. نتایج نشان داد که اثر مستقیم رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه بر شایستگی اجتماعی و همچنین اثر آنها بر تنظیم رفتاری هیجان معنادار است. افزون‌بر این، مسیرهای غیرمستقیم این دو متغیر بر شایستگی اجتماعی از طریق تنظیم رفتاری هیجان نیز از نظر آماری معنادار بودند. یافته‌های این پژوهش بر اهمیت نقش هم‌زمان عوامل محیطی و فردی در ارتقای شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان تأکید دارد. بر این اساس، تقویت روابط حمایتی در مدرسه و آموزش راهبردهای تنظیم هیجان می‌تواند از طریق بهبود مهارت‌های اجتماعی، زمینه‌ساز رشد روانی و اجتماعی نوجوانان باشد. **واژه‌های کلیدی:** احساس تعلق به مدرسه، تنظیم رفتاری هیجان، دانش‌آموزان، رابطه معلم- دانش‌آموز، شایستگی اجتماعی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۵/۱۲ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

۱. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

یکی از وظایف بنیادین نظام‌های آموزش و پرورش در هر کشور، انتقال میراث فرهنگی، پرورش استعداد‌های دانش‌آموزان و آماده‌سازی آنان برای مشارکت فعال در جامعه است (کوپمانس، ۲۰۲۰). آموزش به عنوان فرایندی هدف‌مند، نقش مهمی در توانمندسازی افراد برای پذیرش مسئولیت‌های اجتماعی ایفا می‌کند (مالک، ۲۰۱۸). این توانمندسازی بدون توسعه شایستگی‌های اجتماعی (social competence) دانش‌آموزان میسر نیست (ژنکو و شریبر، ۲۰۲۵).

شایستگی اجتماعی مجموعه‌ای از مهارت‌ها، نگرش‌ها و رفتارهاست که فرد را قادر می‌سازد در محیط‌های اجتماعی به‌صورت مؤثر و سازنده عمل کند (آنیش و همکاران، ۲۰۲۴). این مفهوم چندبعدی فراتر از مهارت‌های ارتباطی پایه‌ای بوده و نقش مهمی در شکل‌گیری روابط سالم به‌ویژه در دوره نوجوانی دارد (جیانگ و شی، ۲۰۲۴). شایستگی اجتماعی شامل چهار مؤلفه مهارت‌های رفتاری (behavioral skills) مانند ارتباط مؤثر و همکاری، مؤلفه مهارت‌های شناختی (cognitive skills) شامل حل تعارض و تصمیم‌گیری اجتماعی، مؤلفه کفایت هیجانی (emotional competence) در مدیریت احساسات و مؤلفه آمایه‌های انگیزشی (motivational dispositions) است (هاکلبرگ و همکاران، ۲۰۱۹) که نگرش و انگیزه فرد را در تعاملات اجتماعی شکل می‌دهد. توسعه این شایستگی‌ها از ارکان رشد روانی- اجتماعی نوجوانان بوده و در موفقیت تحصیلی، سلامت روانی و آمادگی آنان برای زندگی آینده تأثیرگذار است (بایمر و همکاران، ۲۰۲۵).

دانش‌آموزانی که از سطوح بالایی از این شایستگی‌ها برخوردارند، معمولاً روابط بین‌فردی سالم‌تر و قوی‌تری دارند و بهتر می‌توانند فشارها و چالش‌های روانی- اجتماعی این دوره را مدیریت کنند (یوسفی و همکاران، ۲۰۲۵). تقویت این شایستگی‌ها نه تنها سازگاری اجتماعی (social adjustment) را تسهیل می‌کند (سعیدی و همکاران، ۲۰۲۴)، بلکه نقش محافظتی مهمی در برابر آسیب‌های روانی و رفتاری دارد (پورطالب و بدری‌گرگری، ۱۴۰۱) و به ارتقای کیفیت زندگی، پیشرفت تحصیلی و رشد فردی کمک می‌کند (الزهرانی و همکاران، ۲۰۱۹). در مقابل، ضعف در این زمینه می‌تواند به مشکلاتی مانند انزوا، اضطراب اجتماعی، ناسازگاری رفتاری و افت تحصیلی منجر شود (استارک و همکاران، ۲۰۲۳؛ لی و همکاران، ۲۰۲۳). در همین راستا، توجه به عوامل مؤثر بر شکل‌گیری و تقویت شایستگی‌های اجتماعی در دوره حساس نوجوانی اهمیت ویژه‌ای دارد؛ چراکه شناسایی این عوامل، زمینه‌ساز طراحی برنامه‌های آموزشی و مداخلات روانی- تربیتی هدف‌مند خواهد بود (هابر و همکاران، ۲۰۱۹). براساس نظریه فلنر و همکاران (۱۹۹۵)، پیشاپندهای شایستگی اجتماعی به دو دسته محیطی (نظیر ساختارهای نهادی، فرصت‌های تعامل اجتماعی و کیفیت روابط خانوادگی) و فردی (شامل ویژگی‌های شخصیتی، مهارت‌های شناختی، سبک‌های تنظیم هیجان و تجارب فردی) تقسیم می‌شوند. هریک از این عوامل می‌توانند به‌گونه‌ای مؤثر در پرورش و تقویت شایستگی اجتماعی نوجوانان نقش آفرین باشند (اسمارت و سانسون، ۲۰۰۳).

در این میان، محیط مدرسه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل محیطی و بسترهای اجتماعی دوران نوجوانی، نقشی اساسی در این فرآیند ایفا می‌کند (ماگرو و همکاران، ۲۰۲۴). مدرسه نه تنها فضایی برای آموزش، بلکه محیطی برای رشد فردی و اجتماعی دانش‌آموزان است که تأثیری چشمگیر بر شکل‌گیری و تقویت مهارت‌های اجتماعی (social skills) آنان دارد (ویبوو و همکاران، ۲۰۲۵). یکی از عناصر کلیدی در این زمینه وجود روابط مثبت و سازنده میان معلم و دانش‌آموز (teacher- student relationship) است (پولو و گارنر، ۲۰۲۵)؛ چرا که تعاملات حمایتی و محترمانه با معلمان، نقش مهمی در تقویت اعتماد به‌نفس و ایجاد احساس امنیت روانی در نوجوانان ایفا می‌کند (ساکسر و همکاران، ۲۰۲۵؛ لاری و همکاران، ۱۳۹۹). این روابط زمینه‌ای مؤثر برای رشد مهارت‌های اجتماعی فراهم می‌آورد (ماهونن و همکاران، ۲۰۲۴)، چرا که دانش‌آموزان در فضایی که احساس پذیرش و توجه کنند، با انگیزه بیشتری در تعاملات اجتماعی و فعالیت‌های گروهی مشارکت می‌کنند (رومانوسکا و نوواک، ۲۰۲۴). علاوه بر این، معلمان با الگوسازی در نحوه برقراری ارتباط، مدیریت تعارضات و کنترل هیجانات، به آموزش مهارت‌های اجتماعی کمک شایانی می‌کنند

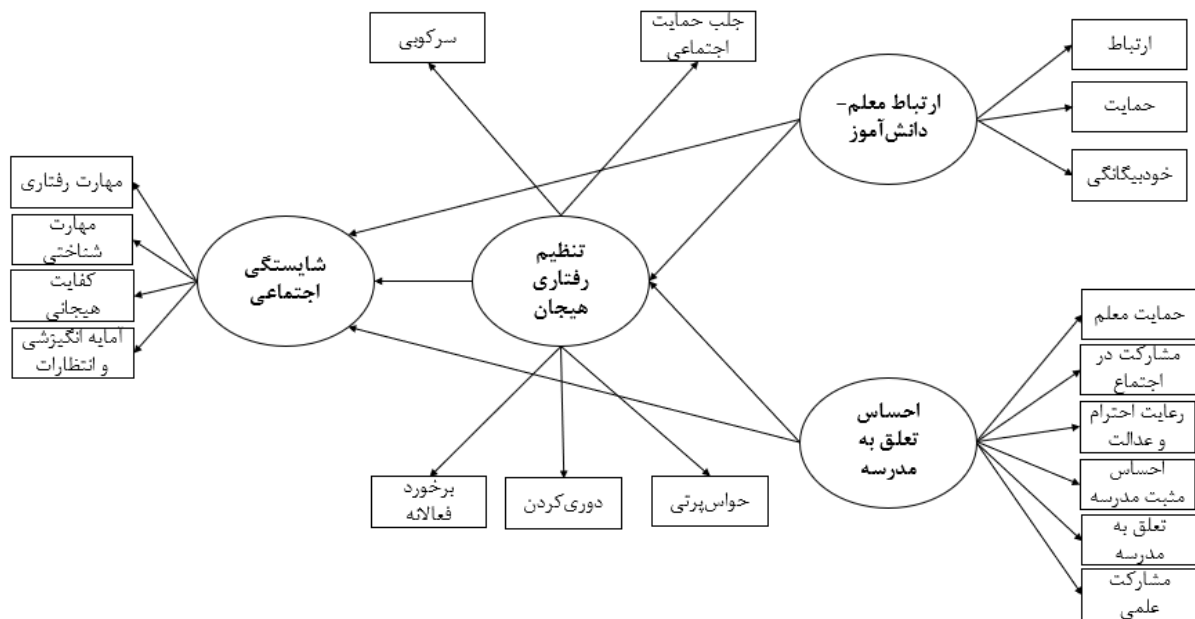
(موسوی شریف و همکاران، ۱۴۰۱). چنین روابطی به کاهش مشکلات رفتاری و افزایش سازگاری اجتماعی منجر شده و مدرسه را به محیطی امن و حمایتگر تبدیل می‌کند که رشد روانی و اجتماعی دانش‌آموزان را تسهیل کرده و در نهایت موفقیت تحصیلی و پیشرفت جامع آنان را تضمین می‌کند (محفود و رینیات، ۲۰۲۳؛ چنگ و هال، ۲۰۲۲).

یکی دیگر از جنبه‌های اساسی رشد اجتماعی دانش‌آموزان، احساس تعلق اجتماعی (social belonging) است که به‌عنوان یکی از نیازهای بنیادین انسان شناخته می‌شود (کروباک، ۲۰۲۴). مدرسه، با فراهم ساختن فضای مناسب برای برقراری روابط مثبت و حمایتگر، نقش مؤثری در پاسخ‌گویی به این نیاز دارد (کورپر شوک و همکاران، ۲۰۲۰). احساس تعلق به مدرسه (sense of school belonging) به معنای تجربه پذیرش، احترام و حمایت از سوی معلمان، هم‌کلاسی‌ها و کل فضای آموزشی است که به دانش‌آموزان امکان می‌دهد خود را عضوی از یک اجتماع بزرگ‌تر بدانند و با انگیزه و رضایت بیشتری در فعالیت‌های مدرسه مشارکت کنند (ابراهیم و الزعتزی، ۲۰۲۰). هنگامی که دانش‌آموزان در محیط مدرسه احساس تعلق و حمایت داشته باشند، این احساس نه تنها موجب تقویت انگیزه و مشارکت فعال آنها می‌شود، بلکه به رشد مهارت‌های اجتماعی و ارتقا سلامت روانی‌شان نیز کمک می‌کند (ساکلاریو، ۲۰۲۵؛ ست-آمند و همکاران، ۲۰۲۴). در واقع، احساس تعلق موجب تقویت توانایی‌های ارتباطی، حل تعارض و تنظیم هیجانی نوجوانان می‌شود و این امر زمینه‌ساز ایجاد روابط مثبت و رشد روانی پایدار در آنها است (فنزیا و پارلو، ۲۰۲۵).

در کنار عوامل محیطی که پیش‌تر به آنها اشاره شد، عوامل فردی (شامل ویژگی‌های شخصیتی، مهارت‌های شناختی، سبک‌های تنظیم هیجان و تجارب فردی) نیز از پیشایندهای مهم شایستگی اجتماعی به‌شمار می‌آیند (فلنر و همکاران، ۱۹۹۵). در این میان، تنظیم رفتاری هیجان (behavioral emotional regulation) به‌عنوان یکی از ابعاد برجسته سبک‌های تنظیم هیجان، توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است (کرایچ و گارنفسکی، ۲۰۱۹). تنظیم رفتاری هیجان به مجموعه‌ای از راهکارهای آگاهانه اطلاق می‌شود که فرد برای کنترل و تعدیل واکنش‌های هیجانی خود در موقعیت‌های بین‌فردی به‌کار می‌گیرد (تونا، ۲۰۲۱). این شیوه بر تغییر رفتارهای بیرونی تمرکز دارد تا هیجانات به‌طور مؤثر مدیریت شوند، بی‌آنکه سرکوب گردند (پری و دلار، ۲۰۲۱). فرد با بهره‌گیری از تکنیک‌هایی مانند مکث، تنفس عمیق یا تغییر نحوه واکنش، می‌تواند در موقعیت‌های هیجانی دشوار، رفتاری سازگار و متناسب با هنجارهای اجتماعی و اهداف بلندمدت خود نشان دهد (ژائو و همکاران، ۲۰۲۰). این رویکرد نقش مهمی در نحوه مواجهه نوجوانان با چالش‌های اجتماعی و کیفیت تعاملات بین‌فردی آنان ایفا می‌کند (مصلح و همکاران، ۲۰۲۰).

مرور ادبیات پژوهشی نشان می‌دهد که پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه شایستگی اجتماعی از انسجام نظری و چارچوبی جامع برخوردار نبوده‌اند و اغلب به‌صورت جداگانه، به بررسی متغیرهای فردی و محیطی تأثیرگذار بر شایستگی اجتماعی پرداخته‌اند، بدون آنکه به تبیین روابط میان این عوامل توجه ویژه‌ای داشته باشند (پولو و گارنر، ۲۰۲۵؛ کروباک، ۲۰۲۴؛ ماگرو و همکاران، ۲۰۲۴؛ کرایچ و گارنفسکی، ۲۰۱۹). علاوه بر این، باوجود تأکید نظریه‌های رشد فردی بر اهمیت ساختارها و محیط‌های آموزشی، نقش ارتباط معلم-دانش‌آموز و حس تعلق به مدرسه در رابطه با ویژگی‌های فردی و ساز و کارهای تنظیمی در شکل‌گیری شایستگی اجتماعی کمتر در پژوهش‌های تجربی مورد بررسی قرار گرفته است.

پژوهش حاضر با ترکیب عوامل محیطی و فردی و در نظر گرفتن نقش واسطه‌ای تنظیم رفتاری-هیجان، تلاش دارد مدلی جامع برای تبیین شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان ارائه کند. این مدل علاوه بر بررسی تأثیرات مستقل عوامل فردی و محیطی، نقش میانجی متغیرهای تنظیمی را نیز مدنظر قرار می‌دهد؛ موضوعی که در ادبیات پژوهشی کمتر به آن پرداخته شده است. بر این اساس، مسئله اصلی پژوهش این بود که آیا می‌توان شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان را براساس نقش هم‌زمان رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه و با واسطه‌گری تنظیم رفتاری-هیجان، پیش‌بینی کرد؟ براساس مدل مفهومی پژوهش (شکل ۱)، فرضیه اصلی این پژوهش چنین است که؛ تنظیم رفتاری-هیجان واسطه تأثیر رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه بر شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان است.



شکل ۱. مدل پیشنهادی پژوهش

روش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت، توصیفی-همبستگی است که با استفاده از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری (SEM) به بررسی روابط بین چهار متغیر اصلی پرداخته است که در این میان متغیرهای برون‌زاد سبک تعامل معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه، متغیر میانجی تنظیم رفتاری هیجان و متغیر درون‌زاد شایستگی اجتماعی هستند. جامعه آماری این پژوهش دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم مدارس شهر شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بودند. نمونه‌گیری به روش تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انجام شد؛ ابتدا از میان ۴ ناحیه آموزش و پرورش، ۲ ناحیه به صورت تصادفی انتخاب شد. سپس از هر ناحیه یک مدرسه دخترانه و یک مدرسه پسرانه انتخاب گردید و در مرحله بعد، از هر مدرسه دو کلاس به صورت تصادفی برگزیده شد.

در مجموع، ۳۱۰ دانش‌آموز در پژوهش شرکت کردند که با توجه به توصیه کلاین (۲۰۱۱)، این حجم نمونه برای مدل‌یابی معادلات ساختاری مناسب ارزیابی شد. پس از حذف ۱۰ پرسشنامه ناقص، تحلیل نهایی روی ۳۰۰ پرسشنامه کامل انجام گرفت. از میان شرکت‌کنندگان، ۱۷۸ نفر دختر (۵۹/۳۳ درصد) و ۱۲۲ نفر پسر (۴۰/۶۷ درصد) با میانگین سنی ۱۶/۷ سال بودند. از نظر رشته تحصیلی، ۱۵۴ نفر در رشته علوم تجربی (۵۱/۳۳ درصد)، ۸۶ نفر در رشته علوم انسانی (۲۸/۶۷ درصد) و ۶۰ نفر در رشته علوم ریاضی (۲۰ درصد) مشغول به تحصیل بودند. ملاک ورود به پژوهش، تحصیل در پایه‌های دهم تا دوازدهم و تمایل به شرکت در مطالعه بود. ملاک خروج نیز شامل ناقص بودن پرسشنامه‌ها یا انصراف از همکاری می‌شد. اصول اخلاقی پژوهش شامل دریافت رضایت‌نامه آگاهانه از مربیان مربوطه و دانش‌آموزان، حفظ محرمانگی اطلاعات، اختیاری بودن مشارکت، امکان انصراف در هر زمان بدون پیامد، صداقت در جمع‌آوری داده‌ها، امانت‌داری پژوهشی و رعایت اصالت علمی به‌طور کامل رعایت شدند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS و AMOS نسخه ۲۷ و به روش مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام گرفت.

ابزارها

الف) پرسشنامه رابطه معلم- دانش‌آموز (teacher-student relationship questionnaire- TSRQ): پرسشنامه رابطه معلم- دانش‌آموز توسط مورای و زوویچ (۲۰۱۱) طراحی شده و شامل ۱۷ ماده و سه مؤلفه ارتباط (۸ ماده)، حمایت (۵ ماده) و خودبستگی (۴ ماده) است. پاسخ‌ها براساس طیف لیکرت ۴ درجه‌ای از ۱ (هیچوقت) تا ۴ (همیشه) نمره‌گذاری می‌شوند. مورای و زوویچ (۲۰۱۱) ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس را ۰/۸۵ و برای مؤلفه‌های ذکر شده به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۸۴ و ۰/۸۲ گزارش کرده‌اند، که حاکی از اعتبار مناسب ابزار است. در پژوهش موسوی‌شریف و همکاران (۱۴۰۱)، ضرایب آلفای کرونباخ برای ارتباط، حمایت و خودبستگی و کل

به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۲، ۰/۸۰، و ۰/۸۶ به دست آمد و روایی نیز به روش تحلیل عامل تأییدی اکتساب شد. در این پژوهش، نتیجه تحلیل عاملی تأییدی نشان داد بارهای عاملی بین ۰/۵۷ تا ۰/۷۶ و مطلوب هستند؛ همچنین، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های ارتباط، حمایت، خودبیگانگی و کل مقیاس به ترتیب ۰/۷۸، ۰/۸۰، ۰/۸۳ و ۰/۸۲ به دست آمد که حاکی از اعتبار مطلوب ابزار است.

ب) پرسشنامه احساس تعلق به مدرسه (students' sense of school belonging questionnaire- SBQ): این پرسشنامه توسط بتی و بری (۲۰۰۵) برای سنجش احساس تعلق دانش‌آموزان به مدرسه طراحی شده، که شامل ۲۷ ماده و ۶ مؤلفه (حمایت معلم، مشارکت در اجتماع، احساس رعایت احترام و عدالت، احساس مثبت به مدرسه، تعلق فرد به مدرسه و مشارکت علمی) است. پاسخ‌ها در طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) نمره‌گذاری می‌شوند. در پژوهش بتی و بری (۲۰۰۵)، ضریب اعتبار کل پرسشنامه با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۷۵ گزارش شد. همچنین، یعقوبی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی و جود ۶ عامل را تأیید کرده و ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار را ۰/۷۷ به دست آوردند. در پژوهش حاضر، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که بارهای عاملی بین ۰/۶۸ تا ۰/۸۱ قرار دارند و همچنین، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های مذکور به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۷۸، ۰/۷۴، ۰/۸۱، ۰/۸۰، ۰/۷۳ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ به دست آمد که بیانگر اعتبار مناسب ابزار است.

ج) پرسشنامه تنظیم رفتاری هیجان (behavioral emotion regulation questionnaire- BERQ): پرسشنامه تنظیم رفتاری هیجان کرایچ و گارنفسکی (۲۰۱۹) شامل ۲۰ ماده در ۵ مؤلفه حواس‌پرتی، دوری کردن، برخورد فعالانه، جلب حمایت اجتماعی و سرکوبی است که براساس طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای (۱= تقریباً هرگز تا ۵= تقریباً همیشه) نمره‌گذاری می‌شود. در پژوهش گارنفسکی و کرایچ (۲۰۱۹)، تحلیل عاملی اکتشافی پنج عامل با بارهای عاملی بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۴ را شناسایی کرد که در مجموع ۷۸/۶ درصد از واریانس کل را تبیین کردند. همچنین، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌ها بین ۰/۸۱ تا ۰/۸۶ و برای کل ابزار ۰/۸۵ به دست آمد که نشان‌دهنده اعتبار مطلوب ابزار است. در پژوهش رسول و علی‌زاده فرد (۱۴۰۰)، ضریب آلفای کرونباخ مؤلفه‌ها بین ۰/۸۶ تا ۰/۹۳ و روایی نیز به روش تحلیل عامل تأییدی شد. در این پژوهش، ضریب آلفای کرونباخ مؤلفه‌ها بین ۰/۶۸ تا ۰/۷۷ و برای کل پرسشنامه ۰/۷۱ به دست آمد که نشان‌دهنده اعتبار مطلوب ابزار است. همچنین تحلیل عاملی تأییدی بارهای عاملی بین ۰/۳۴ تا ۰/۶۸ را نشان داد؛ با این حال، ماده‌های ۱، ۷ و ۱۴ به دلیل بار عاملی پایین حذف شدند.

د) مقیاس شایستگی اجتماعی (social competence scale - SCS): این مقیاس توسط فلنر و همکاران (۱۹۹۵) برای سنجش شایستگی اجتماعی طراحی شده است که شامل ۴۷ ماده و ۴ خرده‌مقیاس مهارت رفتاری، مهارت شناختی، کفایت هیجانی و آمایه‌های انگیزشی و انتظارات است. پاسخ‌ها براساس طیف لیکرت ۷ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۷ (کاملاً موافقم) داده می‌شود. برخی ماده‌ها (از جمله ۳، ۶، ۸، ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۵، ۱۶، ۲۱، ۲۵، ۲۶، ۲۸، ۳۲، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۴۳، ۴۴ و ۴۵) به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. فلنر و همکاران (۱۹۹۵) اعتبار این مقیاس را با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۰ و روایی آن را از طریق تحلیل عاملی تأیید کرده‌اند. همچنین، در پژوهش صفری و همکاران (۱۳۹۵) اعتبار مؤلفه‌ها بین ۰/۷۷ تا ۰/۸۷ و روایی سازه با تأیید ساختار چهارعاملی تأیید شد. در این پژوهش، ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۰/۸۹ و برای مؤلفه‌ها بین ۰/۵۴ تا ۰/۷۸ به دست آمد. همچنین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی بارهای عاملی بین ۰/۳۰ تا ۰/۷۷ را نشان داد؛ با این حال ماده‌های ۲، ۱۲، ۲۹، ۳۳، ۳۵ و ۴۳ به دلیل بار عاملی پایین حذف شدند.

• یافته‌ها

جدول ۱ شامل میانگین، انحراف معیار و ضرایب همبستگی مرتبه صفر متغیرهای پژوهش است. براساس نتایج جدول ۱، ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که بین رابطه معلم- دانش‌آموز با تنظیم رفتاری هیجان ($r=0/22$) و شایستگی اجتماعی ($r=0/30$) رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. تنظیم رفتاری هیجان نیز با شایستگی اجتماعی ($r=0/58$) ارتباط مثبت و معناداری را نشان داد. همچنین، احساس تعلق به مدرسه با تنظیم رفتاری هیجان ($r=0/55$) و شایستگی اجتماعی ($r=0/64$) همبستگی مثبت و معناداری را نشان داده است ($P<0/01$). این یافته‌ها، پیش‌نیازهای لازم برای انجام تحلیل مدل یابی معادلات ساختاری را فراهم می‌سازد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴
۱. رابطه معلم-دانش‌آموز	۵۰/۷۳	۱۰/۵۰	۱			
۲. احساس تعلق به مدرسه	۸۷/۸۲	۱۱/۵۳	۰/۱۴*	۱		
۳. تنظیم رفتاری هیجان	۶۰/۲۴	۷/۵۴	۰/۲۲**	۰/۵۵**	۱	
۴. شایستگی اجتماعی	۲۰/۱۲۵	۲۹/۱۰	۰/۳۰**	۰/۶۴**	۰/۵۸**	۱

P**<0/01

به منظور بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها، شاخص‌های کجی و کشیدگی بررسی شدند و نتایج حاکی از قرار گرفتن مقادیر در بازه قابل قبول (کجی بین ± 2 و کشیدگی بین ± 7) بودند (بایرن، ۲۰۱۶). پیش از اجرای مدل‌یابی معادلات ساختاری، فروض آماری شامل استقلال خطاها و عدم هم‌خطی چندگانه بررسی شد. نتایج آزمون هم‌خطی چندگانه نشان داد که مقادیر شاخص تحمل متغیرهای مستقل در بازه $0/75$ تا $0/92$ (بزرگ‌تر از مقدار بحرانی $0/10$) و مقادیر عامل تورم واریانس بین $1/08$ تا $1/33$ (کمتر از مقدار بحرانی 10) قرار داشتند؛ که تأییدکننده رعایت این پیش‌فرض‌ها بود. همچنین، شاخص‌های برازش مدل براساس شاخص‌های مطلق، تطبیقی و مقتصد ارزیابی شدند و نتایج جدول ۲ نشان داد که مدل با داده‌ها برازش مناسبی دارد و با ملاک‌های کلاسن (۲۰۱۱) هم‌راستا است.

جدول ۲. شاخص‌های برازش مدل نهایی پژوهش

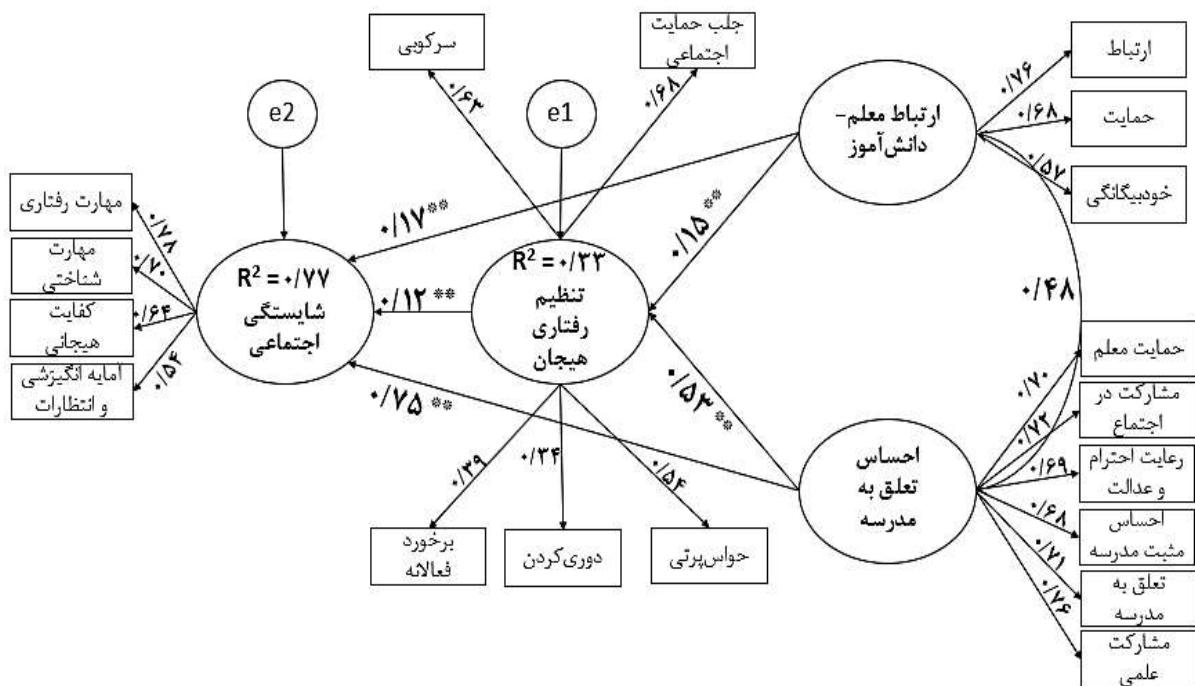
شاخص‌های برازش	x2/df	AGFI	GFI	IFI	CFI	RMSEA	PCLOSE
مقادیر مدل	۲/۶۸	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۰۴	۰/۱۶
مقادیر قابل قبول	$3 > x > 1$	$> 0/80$	$> 0/90$	$> 0/90$	$> 0/90$	$< 0/05$	$> 0/05$

میزان ضرایب و سطح معناداری اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل موجود در مدل در جدول ۳ ذکر شده است. همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، اثر مستقیم رابطه معلم-دانش‌آموز بر تنظیم رفتاری هیجان ($\beta=0/15$, $p=0/017$) و شایستگی اجتماعی ($\beta=0/17$, $p=0/002$)، مثبت و معنادار است. همچنین اثر مستقیم احساس تعلق به مدرسه بر تنظیم رفتاری هیجان ($\beta=0/53$, $p=0/001$) و شایستگی اجتماعی ($\beta=0/75$, $p=0/001$) و از تنظیم رفتاری هیجان به شایستگی اجتماعی ($\beta=0/12$, $p=0/008$) مثبت و معنادار بودند. همچنین، اثر غیرمستقیم رابطه معلم-دانش‌آموز ($\beta=0/02$, $p=0/012$) و احساس تعلق به مدرسه بر شایستگی اجتماعی ($\beta=0/07$, $p=0/006$) به صورت مثبت و معنادار است که تأییدکننده نقش واسطه‌ای تنظیم رفتاری هیجان در رابطه بین رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه با شایستگی اجتماعی بود (جدول ۳).

جدول ۳. ضرایب مسیرهای مستقیم، غیرمستقیم و کل موجود در مدل پژوهش

مسیر تأثیر	اثر کل		اثر مستقیم		اثر غیرمستقیم	
	P	β	P	β	P	β
۱) از رابطه معلم-دانش‌آموز به تنظیم رفتاری هیجان	۰/۰۱۷	۰/۱۵	۰/۰۱۷	۰/۱۵	---	---
۲) از احساس تعلق به مدرسه به تنظیم رفتاری هیجان	۰/۰۰۱	۰/۵۳	۰/۰۰۱	۰/۵۳	---	---
۳) از رابطه معلم-دانش‌آموز به شایستگی اجتماعی	۰/۰۰۱	۰/۱۹	۰/۰۰۲	۰/۱۷	۰/۰۱۲	۰/۰۲
۴) از احساس تعلق به مدرسه به شایستگی اجتماعی	۰/۰۰۱	۰/۸۲	۰/۰۰۱	۰/۷۵	۰/۰۰۶	۰/۰۷
۵) از تنظیم رفتاری هیجان به شایستگی اجتماعی	۰/۰۰۸	۰/۱۲	۰/۰۰۸	۰/۱۲	---	---

مدل نهایی پژوهش در شکل ۲ براساس نتایج به دست آمده ترسیم شده است. بر این اساس، ۷۷ درصد واریانس شایستگی اجتماعی و ۳۳ درصد از واریانس تنظیم رفتاری هیجان، توسط این مدل قابل تبیین هستند.



P** < 0/01

شکل ۲. ضریب مسیر مدل معادلات ساختاری در حالت ضرایب استاندارد

● بحث

هدف از انجام این پژوهش پیش‌بینی شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان بر اساس رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه، با در نظر گرفتن نقش واسطه‌ای تنظیم رفتاری هیجان بود. نتایج فرضیه اصلی پژوهش را تأیید کردند و نشان دادند که هر دو متغیر رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه، پیش‌بینی‌کننده‌های مثبت و مستقیم شایستگی اجتماعی هستند. همچنین، تنظیم رفتاری هیجان نقش واسطه‌ای بین رابطه معلم-دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه با شایستگی اجتماعی دارد.

اثر مستقیم و مثبت رابطه معلم-دانش‌آموز بر شایستگی اجتماعی بدین معناست که هرچه رابطه بین معلم و دانش‌آموز قوی‌تر و مثبت‌تر باشد، دانش‌آموزان توانایی‌ها و مهارت‌های اجتماعی بهتری از خود نشان می‌دهند. این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های پیشین (یوسفی و همکاران، ۲۰۲۵؛ سعیدی و همکاران، ۲۰۲۴؛ جیانگ و شی، ۲۰۲۴؛ استارک و همکاران، ۲۰۲۳) است که نشان می‌دهند روابط مثبت و حمایت‌گرانه معلم با دانش‌آموز، به افزایش شایستگی‌های اجتماعی کمک می‌کند. دانش‌آموزانی که رابطه‌ای گرم و صمیمانه با معلم خود دارند، معمولاً مهارت‌های ارتباطی، همدلی، همکاری و حل تعارض را بهتر آموخته و در تعاملات اجتماعی روزمره خود عملکرد بهتری دارند. معلم به‌عنوان الگو و منبع حمایت، می‌تواند با ایجاد فضای اعتماد و امنیت روانی، فرصت‌های یادگیری اجتماعی را برای دانش‌آموز فراهم کند و به آنها کمک کند تا مهارت‌های رفتاری و شناختی لازم برای موفقیت در محیط‌های گروهی و اجتماعی را توسعه دهند (یوسفی و همکاران، ۲۰۲۵). از این‌رو، رابطه مثبت معلم-دانش‌آموز به‌عنوان یک عامل کلیدی در ارتقا شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان شناخته می‌شود و نقش مهمی در شکل‌گیری رفتارهای سازگارانه و مؤثر اجتماعی ایفا می‌کند.

اثر مستقیم و مثبت احساس تعلق به مدرسه بر شایستگی اجتماعی نشان می‌دهد، دانش‌آموزانی که احساس تعلق قوی‌تری به محیط مدرسه دارند، مهارت‌های اجتماعی بهتری را تجربه می‌کنند. این یافته با نتایج پژوهش‌های پیشین (ساکلاریو، ۲۰۲۵؛ کروباک، ۲۰۲۴؛ کورپرشوگ و همکاران، ۲۰۲۰) هم‌راستا بوده و نقش مدرسه را به‌عنوان محیطی مهم در شکل‌گیری مهارت‌های اجتماعی برجسته می‌سازد. دانش‌آموزانی که در مدرسه خود احساس حمایت، پذیرش و مشارکت دارند، اعتماد به‌نفس بالاتر، توانایی تعامل مؤثر و همکاری بهتر با همسالان را نشان می‌دهند. این احساس تعلق، باعث افزایش انگیزه برای مشارکت اجتماعی، تقویت همدلی و توسعه رفتارهای سازگارانه می‌شود (کروباک، ۲۰۲۴). بنابراین، تعلق به مدرسه به‌عنوان عاملی کلیدی در ارتقا شایستگی اجتماعی و سلامت روان دانش‌آموزان مطرح است.

اثر مستقیم و مثبت رابطه معلم- دانش‌آموز بر تنظیم رفتاری هیجان‌نشان می‌دهد، دانش‌آموزانی که از روابط حمایت‌گرانه و مثبت با معلم برخوردارند، توانمندی بیشتری در مدیریت هیجان‌ات و تنظیم رفتارهای هیجانی خود دارند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های پیشین (سعیدی و همکاران، ۲۰۲۴؛ لی و همکاران، ۲۰۲۳؛ پورطالب و بدری‌گرگری، ۱۴۰۱) همسو بوده و حاکی از نقش کلیدی رابطه معلم- دانش‌آموز در ایجاد محیطی امن و حمایت‌گر است که زمینه‌ساز یادگیری و تقویت مهارت‌های تنظیم هیجانی می‌شود. این رابطه مثبت و حمایت‌گر به دانش‌آموزان فرصت می‌دهد تا با اعتماد به نفس بیشتری هیجان‌ات خود را شناسایی و مدیریت کنند، زیرا بازخوردهای سازنده و حمایت مستمر معلم، باعث افزایش خودآگاهی هیجانی و ارتقای توانمندی‌های مقابله‌ای آنها می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۲۳). در نتیجه، دانش‌آموزان قادر خواهند بود واکنش‌های هیجانی خود را به شیوه‌ای سازگارانه تنظیم کنند و در مواجهه با فشارهای روانی و چالش‌های روزمره عملکرد بهتری از خود نشان دهند، که این امر بهبود سلامت روانی و پیشرفت تحصیلی آنها را به دنبال دارد.

اثر مستقیم و مثبت احساس تعلق به مدرسه بر تنظیم رفتاری هیجان‌نشان می‌دهد، دانش‌آموزانی که احساس تعلق و پذیرش قوی‌تری نسبت به مدرسه دارند، مهارت‌های بهتری در تنظیم هیجان‌ات و رفتارهای هیجانی از خود نشان می‌دهند. این یافته‌ها با پژوهش‌های پیشین (ویوو و همکاران، ۲۰۲۵؛ ماهونن و همکاران، ۲۰۲۴؛ چنگ و هال، ۲۰۲۲) هم‌راستا بوده و بیانگر آن است که محیط مدرسه‌ای که دانش‌آموزان در آن احساس امنیت، پذیرش و حمایت می‌کنند، بستر مناسبی برای توسعه راهبردهای مؤثر تنظیم هیجانی فراهم می‌آورد. چنین محیطی موجب افزایش تاب‌آوری هیجانی، کاهش واکنش‌های نامناسب و ارتقا رفتارهای سازگارانه می‌شود که در نهایت به بهبود سلامت روانی و عملکرد اجتماعی دانش‌آموزان کمک می‌کند.

اثر مستقیم و مثبت تنظیم رفتاری هیجان بر شایستگی اجتماعی نشان می‌دهد که افراد توانمند در مدیریت و کنترل هیجان‌ات خود، قابلیت‌های بهتری در برقراری روابط مؤثر و سازگارانه با دیگران دارند. این یافته با پژوهش‌های پیشین (پری و دلار، ۲۰۲۱؛ ژائو و همکاران، ۲۰۲۰؛ کرایچ و گارنفسکی، ۲۰۱۹) هم‌راستا بوده و اهمیت تنظیم هیجان را به‌عنوان عاملی کلیدی در ارتقا مهارت‌های اجتماعی تأیید می‌کند. افراد با تنظیم هیجانی مؤثر، بهتر می‌توانند واکنش‌های هیجانی خود را کنترل کرده و رفتارهای مناسب در تعاملات اجتماعی از خود نشان دهند، که این امر موجب تقویت همدلی، همکاری و حل تعارض می‌شود (پری و دلار، ۲۰۲۱). در نتیجه، توانایی تنظیم هیجان به بهبود کیفیت روابط اجتماعی و افزایش شایستگی‌های اجتماعی منجر شده و نقش مهمی در توسعه سلامت روانی و عملکرد اجتماعی افراد ایفا می‌کند.

در نهایت، یافته مهم پژوهش، تأیید میانجی‌گری تنظیم رفتاری هیجان در ارتباط بین رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه با شایستگی اجتماعی در دانش‌آموزان بود. این یافته با این استدلال توضیح داده می‌شود که دانش‌آموزانی که با معلمان خود روابط مثبت، حمایت‌گر و تعامل‌محور دارند، به‌طور طبیعی توانایی بالاتری در تنظیم هیجان‌ات رفتاری از خود نشان می‌دهند. به بیان دیگر، چنین روابطی موجب شکل‌گیری محیطی امن، باثبات و مبتنی بر اعتماد می‌شود که در آن، دانش‌آموزان می‌آموزند چگونه هیجان‌ات خود را کنترل کرده و واکنش‌های هیجانی مناسب‌تری نشان دهند و در شرایط چالش‌برانگیز، رفتاری سنجیده و اجتماعی داشته باشند (ماگرو و همکاران، ۲۰۲۴). از سوی دیگر، احساس تعلق به مدرسه به‌عنوان یک عامل اجتماعی- محیطی مؤثر، نقش مهمی در ارتقا تنظیم هیجانی ایفا می‌کند (کروباک، ۲۰۲۴). در محیط‌های مدرسه‌ای که در آنها دانش‌آموز احساس پذیرش، ارزشمندی و مشارکت دارد، فرصت‌های بیشتری برای رشد هیجانی، تقویت تاب‌آوری و یادگیری راهبردهای سازگارانه هیجانی فراهم می‌شود (ساکلاریو، ۲۰۲۵). در چنین شرایطی، تنظیم مناسب هیجان‌ها موجب می‌شود دانش‌آموزان در موقعیت‌های اجتماعی، از جمله تعامل با همسالان یا مشارکت گروهی، رفتارهای مؤثرتر، مسئولانه‌تر و همراه با همدلی از خود نشان دهند (مصلح و همکاران، ۲۰۲۰). در مجموع، این پژوهش نشان می‌دهد که تعامل میان رابطه معلم- دانش‌آموز، احساس تعلق به مدرسه و تنظیم رفتاری هیجان می‌تواند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم به افزایش شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان کمک کرده و نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اجتماعی و سلامت روانی آنان ایفا کند.

• نتیجه‌گیری

عوامل مختلفی در ارتقا شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان نقش دارند. پژوهش حاضر به بررسی نقش پیش‌بینی‌کننده رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه در این زمینه پرداخته است. براساس یافته‌های این پژوهش، رابطه معلم- دانش‌آموز و احساس

تعلق به مدرسه، هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم (از طریق تأثیر بر تنظیم رفتاری هیجان)، شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان را پیش‌بینی می‌کنند. به عبارت دیگر، برای ارتقا شایستگی اجتماعی، نه تنها باید به عوامل محیطی نظیر رابطه مثبت میان معلم و دانش‌آموز و احساس تعلق به مدرسه توجه کرد، بلکه مؤلفه‌های فردی مانند تنظیم رفتاری هیجان نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در این زمینه دارند. این پژوهش، همانند بسیاری از مطالعات دیگر، با محدودیت‌هایی همراه بوده که باید در تفسیر و تعمیم نتایج در نظر گرفته شوند. نخست اینکه داده‌ها از طریق ابزارهای خودگزارش‌دهی جمع‌آوری شده‌اند، که این روش ممکن است تحت تأثیر عواملی مانند صداقت، دقت و بی‌طرفی پاسخ‌دهندگان قرار گیرد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از روش‌های مکملی مانند مصاحبه و مشاهده نیز استفاده شود تا اعتبار یافته‌ها افزایش یابد. از سوی دیگر، طراحی این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی و مبتنی بر مدل‌یابی معادلات ساختاری بوده است؛ به همین دلیل، نمی‌توان به‌طور قطعی درباره روابط علی بین متغیرها اظهار نظر کرد. بر این اساس، بهره‌گیری از طرح‌های پژوهشی آزمایشی یا طولی در مطالعات آتی توصیه می‌شود. از دیگر محدودیت‌ها می‌توان به تمرکز مطالعه بر دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم در شهر شیراز اشاره کرد؛ مسئله‌ای که تعمیم نتایج به سایر گروه‌های سنی و آموزشی را با محدودیت مواجه می‌سازد. لذا، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، نمونه‌هایی از مقاطع تحصیلی و مناطق جغرافیایی دیگر نیز بررسی شوند. در نهایت، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهاد می‌شود مسئولان آموزشی و متخصصان روان‌شناسی تربیتی با طراحی و برگزاری کارگاه‌هایی با محوریت تقویت رابطه معلم و دانش‌آموز، ارتقای مهارت‌های تنظیم هیجانی و افزایش احساس تعلق به مدرسه، بستر مناسبی برای ارتقا شایستگی اجتماعی دانش‌آموزان فراهم آورند.

• تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع میان نویسندگان این پژوهش وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی دانش‌آموزانی که با دقت و همکاری در تکمیل پرسشنامه‌ها ما را همراهی کردند، همچنین از معلمان و مدارس محترمی که در دستیابی به اهداف این پژوهش ما را یاری رساندند، صمیمانه قدردانی و سپاسگزاری می‌شود.

• منابع

- پورطالب، نرگس و بدری گرگری، رحیم. (۱۴۰۱). تأثیر شایستگی اجتماعی-هیجانی بر تاب‌آوری تحصیلی دانش‌آموزان با میانجی‌گری خودکارآمدی تحصیلی و امیدواری. *مجله روان‌شناسی*، ۲۶(۴)، ۳۵۷-۳۴۸. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1401.26.4.5.8>
- رسول، سهیلا سادات و علیزاده‌فرد، سوسن. (۱۴۰۰). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه تنظیم رفتاری هیجان. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۱۲(۴۴)، ۱۳-۲۴. <https://doi.org/10.30495/jpmm.2021.26235.3209>
- صفری، معصومه، رضاخانی، سیمین‌دخت و دوکانه‌ای‌فرد، فریده. (۱۳۹۹). تبیین روابط بین ذهن‌آگاهی و شفقت‌به‌خود با شایستگی اجتماعی در دانشجویان دختر براساس نقش میانجی بخشودگی بین‌فردی. *فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی*، ۱۱(۴)، ۳۸۱-۳۹۶. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.309197.643625>
- لاری، نرجس، حجازی، الهه، جوکار، بهرام و اژه‌ای، جواد. (۱۳۹۹). تحلیل پدیدارشناسی ادراک دانش‌آموزان از ویژگی‌ها و کنش‌های مؤثر معلم در رابطه معلم-دانش‌آموز. *مجله روان‌شناسی*، ۲۴(۱)، ۲۴-۳۲. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1399.24.93.1.8>
- موسوی شریف، سمانه سادات، نقش، زهرا و قاسم‌زاده، سوگند. (۱۴۰۱). رابطه معلم شاگرد و کمک‌طلبی: نقش واسطه‌ای اهداف پیشرفت و انگیزه پیشرفت. *مجله روان‌شناسی*، ۲۶(۱)، ۱۰۰-۱۱۰. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1401.26.1.1.8>
- یعقوبی، ابوالقاسم، ذوقی‌پایدار، محمدرضا، فرهادی، مهران و یوسفی، بهنوش. (۱۳۹۹). پیش‌بینی بهزیستی تحصیلی براساس احساس تعلق به مدرسه و نشاط ذهنی با میانجی‌گری جهت‌گیری هدف در دانش‌آموزان. *روان‌شناسی مدرسه و آموزشگاه*، ۹(۲)، ۱۶۹-۱۸۹. <https://doi.org/10.22098/jsp.2020.947>
- Aneesh, A., Sia, S. K., & Kumar, P. (2024). Parent- child relationship and psychological well- being of adolescents: Role of emotion regulation and social competence. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 34(2), 153-171. <https://doi.org/10.1080/10911359.2023.2221321>

- Alzahrani, M., Alharbi, M., & Alodwani, A. (2019). The effect of social- emotional competence on children academic achievement and behavioral development. *International Education Studies*, 12(12), 141–149. <https://doi.org/10.5539/ies.v12n12p141>
- Beaty, B., & Brew, C. (2005). Measuring student sense of connectedness with school: Development of an instrument for use in secondary schools. *Leading & Managing*, 11(2), 103–127. <http://dx.doi.org/10.1080/0969594X.2016.1218324>
- Buimer, E. E., Pas, P., van den Boomen, C., Raemaekers, M., Brouwer, R. M., & Pol, H. E. H. (2025). Age- and sex-related differences in social competence and emotion labeling in pre- adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 71, 101503. <https://doi.org/10.1016/j.dcn.2024.101503>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Chang, C. F., & Hall, N. C. (2022). Differentiating teachers' social goals: Implications for teacher–student relationships and perceived classroom engagement. *AERA Open*, 8, 23328584211064916. <https://doi.org/10.1177/23328584211064916>
- Chrobak, B. (2024). Narrowing (achievement) gaps in higher education with a social- belonging intervention: A systematic review. *Educational Psychology Review*, 36(1), 33. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s10648-024-09867-0>
- Felner, R. D., Brand, S., DuBois, D. L., Adan, A. M., Mulhall, P. F., & Evans, E. G. (1995). Socioeconomic disadvantage, proximal environmental experiences, and socioemotional and academic adjustment in early adolescence: Investigation of a mediated effects model. *Child Development*, 66(3), 774–792. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1995.tb00905.x>
- Fenzia, E., & Parrello, S. (2025). School trust and sense of belonging: Restoring bonds and promoting well- being in schools. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 22(4), 498. <https://doi.org/10.3390/ijerph22040498>
- Genkova, P., & Schreiber, H. (2025). Intercultural competence—A matter of social skills in the educational context? *European Journal of Education*, 60(3), e70150. <https://doi.org/10.1111/ejed.70150>
- Huber, L., Plötner, M., & Schmitz, J. (2019). Social competence and psychopathology in early childhood: A systematic review. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 28(4), 443–459. <https://doi.org/10.1007/s00787-018-1152-x>
- Hukkelberg, S., Keles, S., Ogden, T., & Hammerstrøm, K. (2019). The relation between behavioral problems and social competence: A correlational meta- analysis. *BMC Psychiatry*, 19(1), 354. <https://doi.org/10.1186/s12888-019-2343-9>
- Ibrahim, A., & El Zaatari, W. (2020). The teacher–student relationship and adolescents' sense of school belonging. *International Journal of Adolescence and Youth*, 25(1), 382–395. <https://doi.org/10.1080/02673843.2019.1660998>
- Jiang, C., & Shi, J. (2024). The relationship between bullying victimization and problematic behaviors: A focus on the intrapersonal emotional competence and interpersonal social competence. *Child Abuse & Neglect*, 152, 106800. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2024.106800>
- Kline, R. B. (2011). 26 Convergence of structural equation modeling and multilevel modeling. In *The SAGE handbook of innovation in social research methods* (pp. 562–589). SAGE Publications Ltd. <https://doi.org/10.4135/9781446268261.n31>
- Koopmans, M. (2020). Education is a complex dynamical system: Challenges for research. *The Journal of Experimental Education*, 88(3), 358–374. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/00220973.2019.1566199>
- Korpershoek, H., Canrinus, E. T., Fokkens- Bruinsma, M., & De Boer, H. (2020). The relationships between school belonging and students' motivational, social- emotional, behavioral, and academic outcomes in secondary education: A meta- analytic review. *Research Papers in Education*, 35(6), 641–680. <https://doi.org/10.1080/02671522.2019.1615116>
- Kraaij, V., & Garnefski, N. (2019). The behavioral emotion regulation questionnaire: Development, psychometric properties and relationships with emotional problems and the cognitive emotion regulation questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 137, 56–61. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.07.036>
- Li, M., Jin, G., Ren, T., Haidabieke, A., Chen, L., & Ding, X. (2023). Relations between prosociality and psychological maladjustment in Chinese elementary and secondary school students: Mediating roles of peer preference and self- perceived social competence. *Behavioral Sciences*, 13(7), 547. <https://doi.org/10.3390/bs13070547>
- Magro, S. W., Hobbs, K. A., Li, P. H., Swenson, P., Riegelman, A., Rios, J. A., & Roisman, G. I. (2024). Meta- analytic associations between the student- teacher relationship scale and students' social competence with peers. *School Psychology Review*, 53(5), 496–522. <https://doi.org/10.1080/2372966x.2023.2258767>
- Mahfud, M., & Riniati, W. O. (2023). Exploring the role of teacher- student relationships in academic achievement: A qualitative study in primary schools. *The Eastasouth Journal of Learning and Educations*, 1(02), 76–83. <https://doi.org/10.58812/esle.v1i02.111>
- Malik, R. S. (2018). Educational challenges in 21st century and sustainable development. *Journal of Sustainable Development Education and Research*, 2(1), 9–20. <http://dx.doi.org/10.17509/jsder.v2i1.12266>
- Mosleh, S. G., Badri Gargari, R., & Nemati, S. (2020). Psychometric properties of Behavioral Emotion Regulation Questionnaire in sample of adolescent students in Urmia city. *Clinical Psychology and Personality*, 18(1), 163–175. <https://doi.org/10.22070/cpap.2024.15705.1187>

- Muhonen, H., Pakarinen, E., Rasku- Puttonen, H., & Lerkkanen, M. K. (2024). Teacher–student relationship and students’ social competence in relation to the quality of educational dialogue. *Research Papers in Education*, 39(2), 324–347. <https://doi.org/10.1080/02671522.2022.2135013>
- Murray, C., & Zvoch, K. (2011). Teacher–student relationships among behaviorally at- risk African American youth from low- income backgrounds: Student perceptions, teacher perceptions, and socioemotional adjustment correlates. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders*, 19(1), 41–54. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/1063426609353607>
- Perry, N. B., & Dollar, J. M. (2021). Measurement of behavioral emotion regulation strategies in early childhood: The Early Emotion Regulation Behavior Questionnaire (EERBQ). *Children*, 8(9), 779. <https://doi.org/10.3390/children8090779>
- Poulou, M. S., & Garner, P. W. (2025). Teacher- student relationships: The roles of teachers’ emotional competence, social emotional learning beliefs, and burnout. *Teachers and Teaching*, 1–22. <http://dx.doi.org/10.1080/13540602.2024.2435080>
- Romanovaska, L., & Novak, M. (2024). The role of teacher- student relationships in providing social and psychological support to participants of the educational process. *Social Work and Education*, 11(2), 308–319. <https://doi.org/10.25128/2520- 6230.24.2.11>
- Saeedi, G., Hosseini, M., Nasiri, M., & Vasli, P. (2024). The effect of social skills- based blended education on social adjustment, self- esteem and social skills among new nursing students: An experimental study. *Nurse Education Today*, 143, 106362. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2024.106362>
- Sakellariou, C. (2025). Reciprocal longitudinal effects between sense of school belonging and academic achievement: Quasi- experimental estimates using United States primary school data. *Frontiers in Psychology*, 15, 1478320. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1478320>
- Saxer, K., Schnell, J., Mori, J., & Hascher, T. (2025). The relationship between student well- being and teacher–student and student–student relationships: A longitudinal approach among secondary school students in Switzerland. *Education Sciences*, 15(3), 384. <https://doi.org/10.3390/educsci15030384>
- Smart, D., & Sanson, A. N. N. (2003). Social competence in young adulthood, its nature and antecedents. *Family Matters*, (64), 4–9. <http://dx.doi.org/10.1007/s11469- 023- 01181- 0>
- St- Amand, J., Smith, J., & Goulet, M. (2024). Is teacher humor an asset in classroom management? Examining its association with students’ well- being, sense of school belonging, and engagement. *Current Psychology*, 43(3), 2499–2514. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12144- 023- 04481- 9>
- Stark, C., Groves, N. B., & Kofler, M. J. (2023). Is reduced social competence a mechanism linking elevated autism spectrum symptoms with increased risk for social anxiety? *British Journal of Clinical Psychology*, 62(1), 129–145. <https://doi.org/10.1111/bjc.12398>
- Tuna, E. (2021). Psychometric properties of the Turkish version of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire (BERQ). *The Journal of General Psychology*, 148(4), 414–430. <https://doi.org/10.1080/00221309.2020.1752137>
- Wibowo, C., Dese, D. C., Novianti, A. T., Putra, M. A., Perdana, J. A., Wahyudi, A. N., & Razzi, F. (2025). Enhancing physical fitness and social skills through innovative physical education learning approaches and motor skills in elementary school students. *Retos*, 70, 850–858. <https://orcid.org/0000- 0002- 0168- 3486>
- Yousefi, S., Shoa Kazemi, M., & Dabiri, S. (2024). The relationship between social competence and social anxiety in adolescents: Modelling the mediating role of emotion regulation. *Applied Psychology*, 18(4), 147–169. <https://doi.org/10.48308/apsy.2024.237001.1708>
- Zhao, Y., Li, P., Wang, X., Kong, L., Wu, Y., & Liu, X. (2020). The Chinese version of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric properties among university students. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 1889–1897. <https://doi.org/10.2147/NDT.S258806>

طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی

Designing, Compiling and Evaluating the Play Therapy Educational Program based on the Cognitive-Behavioral Approach for Preschool Children with Language Disorders

Shahrzad Rezaee Rezvan, PhD[✉]

Hossein karashki, PhD

شهرزاد رضایی رضوان^۱

حسین کارشکی^۲

Abstract

The aim of the current research was to Designing, compiling and evaluating a play therapy educational program based on the cognitive-behavioral approach for preschool children with language disorders. The research method for the design and d compiling stage of the program was a descriptive-analytical method with a combined research synthesis approach. To validate the program, quantitative content validity method was used with a panel of 10 experts, and two relative content validity coefficients (CVR) and content validity index (CVI) were used. The data required for this research was used using the method of thematic analysis proposed by Stirling (2001). Based on the investigations carried out from various sources, finally 59 specific codes of play therapy were identified and evaluated. Based on the obtained results, communication skills were formed from 17 basic themes, self-awareness skills from 15 basic themes, coping skills from 14 basic themes, and problem-solving skills from 13 basic themes. The minimum and maximum content validity index (CVI) for each material or program component (0.8 and 1) respectively and the minimum and maximum content validity index (CVR) for each material or program component (0.7 and 1) respectively results showed that the play therapy educational program based on cognitive-behavioral approach for preschool children with language disorder has appropriate content validity and has the necessary validity for educational, clinical and research applications.

Keywords: Designing, Compiling, Evaluating, Play Therapy.

چکیده

هدف از پژوهش حاضر طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی بود. روش پژوهش برای مرحله طراحی و تدوین برنامه، روش توصیفی- تحلیلی با رویکرد سنتز پژوهی ترکیبی بود. برای تعیین روایی برنامه از روش روایی محتوایی به شیوه کمی با پانل خبرگان ۱۰ نفری و از دو ضریب نسبی روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) استفاده شد. ابتدا به منظور برآورد مضامین بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری از داده‌های موردنیاز برای این پژوهش از شیوه تحلیل مضمون موردنظر استرلینگ (۲۰۰۱) استفاده شد. براساس بررسی‌های انجام‌شده از منابع مختلف درنهایت ۵۹ کد اختصاصی بازی‌درمانی شناسایی و ارزیابی گردید. براساس نتایج به‌دست‌آمده مهارت‌های ارتباطی از ۱۷ مضمون پایه، مهارت‌های خودآگاهی از ۱۵ مضمون پایه، مهارت‌های مقابله‌ای از ۱۴ مضمون پایه و مهارت‌های حل مسئله از ۱۳ مضمون پایه تشکیل شد. حداقل و حداکثر میزان شاخص ضریب نسبی روایی محتوا (CVI) برای هر ماده یا جزء برنامه به ترتیب (۰/۸ و ۱) و حداقل و حداکثر شاخص روایی محتوا (CVR) برای هر ماده یا جزء برنامه به ترتیب (۰/۷ و ۱) به‌دست آمد. نتایج نشان داد برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی از روایی محتوایی مناسبی برخوردار است و روایی لازم را برای کاربردهای آموزشی، بالینی و پژوهشی دارد.

واژه‌های کلیدی: طراحی، تدوین، ارزیابی، بازی‌درمانی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۱/۳ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه فرهنگیان، پردیس امام محمدباقر(ع)، بجنورد، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

● مقدمه

کودکی اولین و مهم‌ترین دوره زندگی آدمی و دوره‌ای شاخص برای توسعه مهارت‌های بنیادی شناختی، حرکتی و ارتباطی است (جسف، ۲۰۲۲). در این دوره کودک یک نقش فعال در ساختار یادگیری و فهمیدن دارد و دانشی که در این دوران به دست می‌آورد بسیار مهم و تعیین‌کننده است (کروگ، ۲۰۱۰). با توجه به اینکه بخش قابل‌توجهی از یادگیری در سنین پایین رخ می‌دهد، آموزش صحیح و مؤثر در این دوره می‌تواند زمینه‌ساز موفقیت تحصیلی و اجتماعی در سال‌های بعد باشد (کامر، ۲۰۲۵). نتایج مطالعات متعدد جدید حاکی از وجود رابطه‌ای معنادار بین کیفیت برنامه‌های سال‌های اولیه کودکی و موفقیت تحصیلی آینده کودکان است (ها و همکاران، ۲۰۲۵؛ رادماخر و همکاران، ۲۰۲۵). یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های یادگیری تحولی در دوران پیش‌دبستانی، رشد زبان است که نقشی اساسی در زندگی اجتماعی، تحصیلی و ارتباطی کودک ایفا می‌کند. زبان به‌عنوان ابزاری بنیادین، امکان بیان افکار، انتقال مفاهیم و برقراری تعاملات اجتماعی را فراهم می‌سازد و از مهم‌ترین توانایی‌های متمایزکننده انسان محسوب می‌شود (کاشیما و لن، ۲۰۱۳). کودکان از زبان برای تعامل با همسالان و معلمان، پاسخ‌گویی به پرسش‌ها و بیان احساسات و افکار خود استفاده می‌کنند و تمامی فرایندهای آموزشی در کلاس درس به‌طور مستقیم تحت تأثیر مهارت‌های زبانی قرار دارند (شی و همکاران، ۲۰۲۵). یکی از مشکلات شایع در دوران پیش‌دبستانی، اختلال‌های زبانی (language disorders) است (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۱۳) که در طبقه اختلال‌های ارتباطی (communication disorders) جای می‌گیرد (گیلون و همکاران، ۲۰۲۰). اختلال‌های زبانی شامل زبان دریافتی (receptive language) و زبان بیانی (expressive language) است. شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که اختلال‌های زبانی می‌توانند پیامدهای منفی گسترده‌ای بر یادگیری، عملکرد تحصیلی و تعاملات اجتماعی کودکان داشته باشند (گیلون و همکاران، ۲۰۲۰). مطالعات همه‌گیر شناختی نیز حاکی از شیوع قابل‌توجه اختلال‌های زبان در سنین پیش‌دبستانی است (تچونگوی اویونو و همکاران، ۲۰۱۸). افزون‌بر این، پژوهش‌های انجام‌شده روی کودکان فارسی‌زبان نشان می‌دهد که رشد زبان در سال‌های اولیه کودکی، به‌ویژه در آستانه ورود به مدرسه، نقشی تعیین‌کننده در آمادگی تحصیلی و توانایی‌های ارتباطی آنان دارد (دهقان طزرجانی و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به نقش عوامل شناختی، هیجانی و اجتماعی در بروز مشکلات زبانی کودکان، نیاز به مداخلات آموزشی-درمانی مؤثر و متناسب با ویژگی‌های رشدی این گروه ضروری به‌نظر می‌رسد. در این میان، بازی‌درمانی (play therapy) به‌عنوان یکی از روش‌های توان‌بخشی مؤثر، جایگاه ویژه‌ای در کاهش مشکلات شناختی، هیجانی و رفتاری کودکان دارد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۲۲). بازی‌درمانی با فراهم کردن فضایی ایمن و تعاملی، امکان بیان آزادانه احساسات و تجارب کودک را فراهم می‌کند (بنت لنسیلینک و همکاران، ۲۰۲۵) و به‌عنوان یک مداخله درمانی مبتنی بر بازی، در درمان مشکلات دوران کودکی کاربرد گسترده‌ای دارد (نارسانا و آدی، ۲۰۲۰). یافته‌های پژوهش‌های داخلی نیز نشان می‌دهد که مداخلات بازی‌درمانی، از طریق ایجاد تعامل ایمن و هدفمند، می‌تواند موجب بهبود کارکردهای شناختی-هیجانی کودکان و ارتقای توانایی تنظیم هیجان در آنان شود که این امر نقش مؤثری در کاهش مشکلات رفتاری و بهبود عملکرد تحولی کودکان دارد (فلاح نژاد تفتی و همکاران، ۱۴۰۴). در این راستا، بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی-رفتاری (cognitive-behavioral) یکی از رویکردهای نوین و اثربخش محسوب می‌شود (کنل، ۲۰۱۵). این رویکرد با تأکید بر مشارکت فعال کودک، تقویت خود نظارتی، مسئولیت‌پذیری و مهارت‌های اجتماعی، از فنون شناختی و رفتاری در قالب فعالیت‌های بازی محور بهره می‌گیرد (موللی و همکاران، ۱۳۹۴؛ رستمی و همکاران، ۲۰۱۷). شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که مداخلات شناختی مبتنی بر تقویت مؤلفه‌هایی مانند توجه و حافظه کاری می‌تواند به بهبود زبان بیانی و دریافتی کودکان منجر شود (زارع و همکاران، ۱۳۹۸). در همین راستا، رضایی رضوان و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهش خود نشان داد که بازی‌درمانی شناختی رفتاری در کودکان دوزبانه پیش‌از دبستان موجب بهبود اختلال‌های زبان بیانی و

دریافتی در کودکان می‌شود. پژوهش‌های متعدد دیگری نیز نشان داده‌اند که مداخلات بازی‌درمانی در بهبود اختلال‌های زبان و گفتار کودکان تأثیرگذار است (یولریچ و مارتین، ۲۰۱۶؛ دیلای و همکاران، ۲۰۱۸؛ گیلون و همکاران، ۲۰۲۰). باوجود اثربخشی مداخلات بازی‌درمانی شناختی- رفتاری، بیشتر پژوهش‌های پیشین به‌صورت پراکنده به برخی فنون یا فعالیت‌ها پرداخته‌اند و کمتر به طراحی و تدوین یک برنامه آموزشی نظام‌مند، استاندارد و متناسب با کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال‌های زبانی توجه شده است؛ بنابراین، پژوهش حاضر با هدف طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی انجام شد. بر این اساس پژوهش حاضر با در نظر گرفتن اصول برگرفته از نظریه‌های شناختی- رفتاری، برنامه آموزشی بازی‌درمانی مؤثری را برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال‌های زبانی طراحی و تدوین و ارزیابی شده است؛ و این سؤالات مطرح می‌شود که مؤلفه‌ها یا مضامین برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری چه هستند؟ و آیا برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری از روایی محتوایی برخوردار است؟

• روش

پژوهش حاضر در دو مرحله کلی انجام شد. در مرحله نخست پژوهش، برای تبیین چارچوب مفهومی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری و همچنین طراحی و تدوین برنامه آموزشی، از روش توصیفی- تحلیلی با رویکرد سنتز پژوهشی از نوع سنتز پژوهشی ترکیبی استفاده شد. در این روش، یافته‌های مطالعات مختلف و پراکنده گردآوری می‌شوند که با نیازهای خاص پژوهش مرتبط هستند. به‌منظور طراحی یک برنامه می‌بایست گام‌ها بدین ترتیب صورت پذیرد: پروتکل مقدماتی (انتخاب زیرگروه‌های هدف، انتظارات، سؤال‌ها)، تعیین اهداف برنامه، انتخاب نظریه‌های مرتبط با مفاهیم و اهداف طراحی، انتخاب فرایندهای روان‌شناختی مرتبط با پژوهش مبتنی بر اهداف و نظریات، انتخاب تکنیک‌ها و تکالیفی که فرایندهای موردنظر را عملیاتی می‌کند، ارزیابی موارد انتخاب‌شده توسط چند متخصص دیگر و بازبینی و تهیه فرم نهایی (الدریج و همکاران، ۲۰۱۶). در مرحله دوم پژوهش و پس از بازبینی و اصلاح برنامه طراحی و تدوین شده و به‌منظور روایی بابتی آن از روش روایی بابتی محتوایی استفاده شد. به‌منظور تعیین روایی محتوایی به شکل کمی، از دو ضریب نسبی روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) استفاده شد. برای محاسبه CVR از روش لاوشی (۱۹۷۵) استفاده شد. با توجه به تعداد ۱۰ نفر تعداد افراد متخصص، حداقل مقدار قابل قبول برای تأیید اعتبار محتوایی اجزاء برنامه ۰/۶۲ در نظر گرفته شد (لاوشی، ۱۹۷۵). همچنین برای محاسبه شاخص روایی محتوا (CVI) از روش والتز و باسل (۱۹۸۱؛ به نقل از حسینی، قربانی و ابن احمدی، ۱۳۹۴) استفاده شد. حداقل مقدار قابل قبول برای شاخص CVI برابر با ۰/۷۹ است و اگر شاخص CVI ماده‌ای کمتر از ۰/۷۹ باشد آن ماده بایستی حذف شود. برای محاسبه این شاخص، متخصصان معیارهای «مربوط بودن»، «واضح بودن» و «ساده بودن» هر ماده را براساس یک طیف لیکرتی مشخص می‌کنند. برای محاسبه شاخص روایی محتوا برای هر یک از معیارهای سه‌گانه از فرمول (۱) استفاده شد (دیویس، ۱۹۹۲). در این روش، میزان CVI کل برای هر جزء یا آیتم برنامه شامل میانگین مجموع امتیازات معیارهای سه‌گانه در خصوص آن جزء یا آیتم برنامه است.

فرمول (۱)

$$CVI = \frac{\text{تعداد پاسخ موافق با رتبه های 3 و 4 برای هر ماده}}{\text{تعداد کل پاسخ ها به هر ماده}}$$

در این روش، ماده‌های با نمره بالاتر از ۰/۷۹ مناسب هستند، بین ۰/۷۰ - ۰/۷۹ نیاز به اصلاح دارند و کمتر از ۰/۷۰ غیرقابل قبول هستند و باید حذف شوند. جامعه مطالعاتی بخش طراحی و تدوین برنامه شامل، کلیه کتب و مقالات علمی مرتبط یا بازی‌درمانی و رویکرد شناختی- رفتاری و نظریات مرتبط با این حوزه هستند که با استفاده از روش نمونه‌گیری هدف‌مند با حداکثر تنوع یا ناهمگونی موارد مرتبط با موضوع تحقیق انتخاب شدند و تا رسیدن به اشباع نظری در پاسخ به سؤال‌های تحقیق این کار ادامه یافت. در این راهبرد، محقق با شناسایی مقالاتی که دارای اطلاعات مرتبط با موضوع

تحقیق هستند در بازه زمانی ۱۰ سال گذشته بوده‌اند، آغاز می‌کند و با استفاده از کلیدواژه‌های بازی‌درمانی و رویکرد شناختی- رفتاری و جست‌وجو در سایت‌های pub med, science direct, springer انجام گرفت و مطالعات گوناگونی بررسی شد که در نهایت ۱۴ مقاله که دارای جامعه، روش نمونه‌گیری، حجم نمونه، ابزار پژوهشی و روش تحقیق مناسب بودند انتخاب شدند. جامعه آماری مربوط به روایی‌یابی برنامه، مشتمل بر متخصصان بازی‌درمانی بودند که ۱۰ نفر از متخصصان با روش نمونه‌گیری هدف‌مند انتخاب شدند. این افراد متخصصانی بودند که در حوزه بازی‌درمانی، رویکرد شناختی- رفتاری و کودکان دوزبانه فعالیت‌های پژوهشی مرتبط داشتند.

به‌منظور ساخت بسته آموزشی شناختی- رفتاری مبتنی بر بازی‌درمانی، نظریه‌ها، منابع و پژوهش‌های مختلف در زمینه آموزش آموزشی شناختی- رفتاری مبتنی بر بازی‌درمانی مطالعه و بررسی شد. سپس مؤلفه‌ها و سرفصل‌های مؤلفه‌های بازی‌درمانی برگزیده شدند، پس از انتخاب مؤلفه‌ها سرفصل‌های دقیق با استفاده از روش تحلیل غایت میگر (۱۹۷۲، به نقل از سیف، ۱۳۹۸) تدوین شدند که مراحل آن در ادامه آمده است. همچنین براساس عقیده لی (۲۰۱۲)، دیلای و همکاران (۲۰۱۸)، گیلون و همکاران (۲۰۲۰) مبنی بر تأثیر بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری در بهبود مهارت‌های زبانی نسبت به مداخلات دیگر اقبیل نمایش عروسکی و موسیقی‌درمانی بسته آموزشی طراحی و تدوین گردید.

۱. تعیین سرفصل‌های کلی بسته: این سرفصل‌ها شامل مهارت‌های ارتباطی، مهارت‌های خودآگاهی، مهارت‌های مقابله‌ای و مهارت‌های حل مسئله هستند.

۲. تبدیل سرفصل‌های کلی به سرفصل‌های دقیق‌تر: این مرحله با استفاده از روش تحلیل غایت کلی به اهداف دقیق‌تر انجام می‌شود. تحلیل غایت، روش تبدیل غایت‌های پرورشی یا هدف‌های کلی آموزش و پرورش به هدف‌های دقیق آموزشی است. از نظر میگر نقش تحلیل غایت این است که غیرقابل تعریف را قابل تعریف و غیرقابل لمس را ملموس می‌سازد؛ یعنی به ما کمک می‌کند تا منظور خود را از غایت‌ها یا هدف‌های کلی انتزاعی به‌طور روشن بیان کنیم. تحلیل غایت طبق مراحل ذیل انجام می‌شود (میگر، ۱۹۷۲؛ به نقل از سیف، ۱۳۹۸): مثلاً در مهارت‌های خودآگاهی؛ زیرمؤلفه‌های آن یعنی بررسی نقاط قوت هر کودک و تقویت حس ارزش‌مندی، مهارت‌های کنترل خود، ابراز وجود و پرهیز از خودگویی‌های منفی و استفاده از خودگویی‌های مثبت؛ در مهارت‌های مقابله‌ای؛ زیرمؤلفه‌های آن تشخیص و مدیریت احساسات و واکنش‌های جسمی، اصلاح خودگویی‌های منفی و تبدیل آنان به خودگویی‌های مفید، خودآزمایی و پاداش به خود حتی برای موفقیت‌های جزئی و در مهارت حل مسئله؛ زیرمؤلفه‌های آن یعنی شناسایی افکار و احساسات درباره مشکلاتی از قبیل خشم، احساس گناه و شرمندگی، انزواطلبی، غم و حس فقدان و معرفی راهکارهای مختلف در مواجهه با مشکلات و بررسی پیامد هر راه‌حل در نظر گرفته شد.

۳. تعیین غایت یا هدف کلی: غایت یا هدف کلی برحسب نتیجه یا پیامد فعالیت‌های یادگیری نوشته می‌شود. برای مثال در مورد هر یک از مهارت‌های ارتباطی خودآگاهی، مقابله‌ای و حل مسئله در مواقع مورد نیاز به‌طور مناسبی استفاده نماید.

۴. تدوین محتوای لازم برای نیل به اهداف: در این مرحله، آموزش‌های کارگاهی لازم برای نیل به هر یک از اهداف طراحی و تدوین می‌شود. در طراحی و تدوین این آموزش‌ها، از پژوهش‌های مشابه داخلی و خارجی، برنامه‌های مرتبط با موضوع و تجارب صاحب‌نظران استفاده خواهد شد.

• یافته‌ها

جهت بررسی روایی محتوایی، از نظرات متخصصان و اساتید حوزه روان‌شناسی تربیتی، روان‌شناسی کودکان استثنایی در سال تحصیلی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ استفاده شد. بدین‌صورت که با نظرات اساتید راهنما و مشاور، ۱۰ نفر از متخصصان شناسایی و از طریق ایمیل، پرسشنامه الکترونیکی اعتباریابی درونی بسته، برای آنها ارسال شد. جدول ۳ و ۴ به ترتیب یافته‌های مربوط به ابعاد و مؤلفه‌ها و جلسات برنامه توان‌بخشی شناختی جهت تعیین روایی محتوایی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. شاخص‌های روایی صوری و محتوایی ابعاد و مؤلفه‌های بازی درمانی شناختی و رفتاری

ردیف	ابعاد و مؤلفه‌های برنامه بازی درمانی شناختی و رفتاری	ویژگی‌ها	CVR	CVI
۱	مفهوم‌سازی شناختی رفتاری: درمانگر به‌طور مستمر به فرمول‌بندی مشکلات کودک براساس اصطلاحات شناختی رفتاری می‌پردازد. برای نمونه، با شفاف‌سازی رویدادهای زندگی، تجربیات و تعاملاتی که سبب بروز مشکلات زبانی کودک و دوام آنها شده‌اند.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۷	۰/۸
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۲	تأکید پدیدار شناختی: تمرکز روی تجربه کودک قرار دارد. درمانگر دنیا را از دریچه چشم کودک می‌بیند و با نگرش کودک از خودش، دیگران و دنیا سروکار دارد.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۸
		وضوح و شفافیت	۰/۸	۰/۹
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۳	ماهیت مشارکتی رابطه: هدف کلی درمانگر ایجاد ارتباطی بی‌طرفانه و تعامل با کودک است. این تعامل دربرگیرنده رویکرد گروهی است که به‌موجب آن، کودک بارانمایی درمانگر داده‌های خام را جمع‌آوری می‌کند.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۸
		وضوح و شفافیت	۰/۹	۰/۸
		سادگی و روان بودن	۰/۹	۰/۸
۴	مشارکت فعال کودک: کودک به‌صورت فعال مشارکت می‌کند؛ برای نمونه، با فراهم کردن موقعیت‌هایی برای بحث و تعامل با سایر گروه	اختصاصی بودن	۰/۷	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۹	۰/۸
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۵	استفاده از پرسش‌گری سقراطی: به‌جای آنکه درمانگر به تفسیر افکار و اعمال کودک بپردازد، با طرح پرسش‌هایی که هریک سؤال دیگری در پی دارد (که به پرسشگری سقراطی شناخته می‌شود)، به کودک کمک می‌کند خودش حقایق را کشف کند.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۸	۰/۹
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۶	صراحت درمانگر: ساختار اصولی هر جلسه با خلاصه‌کردن‌های مداوم و استفاده از فرصت‌های موجود برای دریافت بازخورد کودک، موجب صراحت درمانگر می‌شود.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۸	۰/۹
		سادگی و روان بودن	۰/۹	۱
۷	تأکید به تجربه‌گرایی: درمانگر و کودک درباره آنچه ممکن است در مدیریت علائم اختلال و داشتن احساس بهتر به کودک کمک کند، فرضیه‌هایی می‌سازند و نظراتی می‌دهند. کودک این فرضیه‌ها را در طول جلسات و خارج از آن می‌آزماید و پیشرفت خود را مرور می‌کند. هدف رویکرد شناختی رفتاری، آموزش کودک است، به‌طوری‌که بتواند «درمانگر خود» شود. جلسات طوری طراحی شده است تا کودک تغییرات حاصل در جلسه را به موقعیت‌هایی تعمیم دهد که در زندگی روزانه با آنها مواجه است.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۸	۰/۹
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۸	تمرکز بیرونی: درمانگر کودک را تشویق می‌کند که احساساتش را بشناسد و از یکدیگر تفکیک کند. او یاد می‌گیرد شدت احساساتش را درجه‌بندی کند تا بهتر بتواند موقعیت‌های مشکل‌ساز را تشخیص دهد. احساسات در هدف قراردادن مداخلات شناختی رفتاری مفیدند.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۰/۸	۰/۹
		سادگی و روان بودن	۰/۸	۰/۹
۹	اهمیت احساسات: درمانگر کودک را تشویق می‌کند که احساساتش را بشناسد و از یکدیگر تفکیک کند. او یاد می‌گیرد شدت احساساتش را درجه‌بندی کند تا بهتر بتواند موقعیت‌های مشکل‌ساز را تشخیص دهد. احساسات در هدف قراردادن مداخلات شناختی رفتاری مفیدند.	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹
		وضوح و شفافیت	۱	۱
		سادگی و روان بودن	۰/۷	۰/۸

جدول ۲. شاخص‌های روایی صوری و محتوایی جلسات برنامه بازی درمانی شناختی - رفتاری

جلسات	محتوا	ویژگی‌ها	CVR	CVI	تفسیر
جلسه اول	توضیح قوانین و فعالیت‌های جلسات، برقراری ارتباط مؤثر، آشنایی با یکدیگر و با اتاق بازی، معرفی جداول امتیازدهی و پاداش و تکالیف خانگی	اختصاصی بودن	۰/۹	۰/۸	مناسب
		وضوح و شفافیت	۰/۷	۰/۹	مناسب
		سادگی و روان بودن	۰/۷	۰/۹	مناسب
جلسه دوم	افزایش مهارت ارتباطی بین فردی و گروهی، تقویت توجه و گوش کردن با استفاده از مشارکت فعال کودک، استفاده از پرسش‌گری سقراطی، اهمیت احساسات، تعیین تمرین‌های خودیاری و نقش و جایگاه مهم افراد در ارتباط	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۹	مناسب
		وضوح و شفافیت	۰/۷	۰/۸	مناسب
		سادگی و روان بودن	۰/۷	۰/۸	مناسب
جلسه سوم	افزایش مهارت ارتباط بین فردی و گروهی، توانمندسازی در مهارت واژگان تصویری با استفاده از رویکرد شناختی رفتاری، استفاده از تکنیک‌های شناختی و رفتاری، ایفای نقش، تقویت مهارت‌های کلامی و غیرکلامی	اختصاصی بودن	۰/۸	۰/۸	مناسب
		وضوح و شفافیت	۰/۹	۰/۸	مناسب
		سادگی و روان بودن	۰/۹	۰/۸	مناسب
جلسه چهارم	شناسایی و کنترل خود، تمایزگذاری بین کلمات از طریق رویکرد شناختی- رفتاری، افزایش مهارت ابراز وجود، افزایش مهارت کلامی و ارتباطی، فراگیری فن خودپرسی، آغاز نظارت بر خود و استفاده از طرح مقابله‌ای چهارمرحله‌ای در محیط واقعی	اختصاصی بودن	۱	۱	مناسب
		وضوح و شفافیت	۰/۹	۰/۸	مناسب
		سادگی و روان بودن	۰/۹	۰/۸	مناسب

مناسب	۰/۹	۰/۸	اختصاصی بودن	پردازش هیجانی و خودآگاهی، افزایش درک جنبه‌های نحوی روابط زبان با استفاده از رویکرد شناختی رفتاری، تمرین خودیاری، فعالیت‌های مواجهه تدریجی به کمک شیوه‌های انتخابی، تسهیل فرایند مداوم نظارت بر خود در محیط واقعی، بررسی و تقویت توانایی‌ها و نقاط قوت، بازسازی شناختی، پردازش و تقویت شناخت خود	جلسه پنجم
مناسب	۰/۸	۰/۹	وضوح و شفافیت		
مناسب	۱	۱	سادگی و روان بودن		
مناسب	۰/۹	۰/۸	اختصاصی بودن	شناسایی و مدیریت احساسات، توانمندسازی کودک در تقلید کلمات و پردازش اطلاعات شنیداری با استفاده از رویکرد شناختی رفتاری، تقویت بیان مناسب احساس و لزوم بیان تجارب هیجانی، ارائه یک الگو مقابله‌ای مؤثر، تمرین مهارت مقابله‌ای جدید، شناخت و بیان احساسات در فضایی امن	جلسه ششم و هفتم
مناسب	۰/۹	۰/۸	اختصاصی بودن	شناسایی واکنش‌های جسمانی و مقابله با هیجانات منفی، توانمندسازی کودکان در بیان و درک کلمات شنیده‌شده، الگوسازی مقابله با واکنش‌های و باورهای اشتباه و ناکارآمد در مورد اختلال‌های زبانی، استفاده از فنون تن آرامی، خودتنظیمی و خودگویی مقابله‌ای	جلسه هشتم
مناسب	۰/۹	۰/۸	وضوح و شفافیت		
مناسب	۰/۹	۰/۸	اختصاصی بودن	شناخت نقش افکار، جایگزین کردن خودگویی‌های منفی و ناکارآمد به خودگویی‌های مثبت، توانمندسازی کودکان در افزایش مهارت واژگان شفاهی با استفاده از رویکرد شناختی- رفتاری، تشخیص علل و باورهای ناکارآمد در هنگام صحبت کردن و ابراز وجود، آموزش مهارت واژگان شفاهی، تمایز افکار کارآمد و مفید از افکار ناکارآمد	جلسه نهم و دهم
مناسب	۰/۸	۰/۷	اختصاصی بودن		
مناسب	۰/۸	۰/۷	وضوح و شفافیت		
مناسب	۱	۱	سادگی و روان بودن		
مناسب	۰/۹	۰/۹	اختصاصی بودن	مهارت‌های حل مسئله، افزایش مهارت در تکمیل دستور جملات، تقویت مقابله فعال با افکار و احساسات منفی، ارائه یک الگوی مقابله‌ای، شیوه‌های مقابله فعال با احساسات و خودگویی‌ها (روش سقراطی)	جلسه یازدهم
مناسب	۰/۹	۰/۸	اختصاصی بودن	توانمندسازی در صحبت کردن خودانگیخته، معرفی مفاهیم پاداش و تنبیه، خودارزیابی و پاداش دهی، عادی‌سازی چالش‌ها و خودانگیخته صحبت کردن، تقدیر از مشارکت‌کنندگان	جلسه دوازدهم
مناسب	۰/۸	۰/۷	وضوح و شفافیت		
مناسب	۰/۹	۰/۸	سادگی و روان بودن		

بر اساس نتایج به دست آمده از جداول فوق، حداقل و حداکثر میزان شاخص ضریب نسبی روایی محتوا (CVI) برای هر ماده یا جزء برنامه به ترتیب (۰/۸ و ۱) و حداقل و حداکثر شاخص روایی محتوا (CVR) برای هر ماده یا جزء برنامه به ترتیب (۰/۷ و ۱) است که ماده‌های با نمره بالاتر از ۰/۷۹ مناسب هستند، بین ۰/۷۰ - ۰/۷۹ نیاز به اصلاح دارند و کمتر از ۰/۷ غیرقابل قبول هستند و باید حذف شوند، همان‌طور که مشاهده همه ماده‌ها مناسب هستند؛ بنابراین برنامه بازی‌درمانی شناختی- رفتاری برای کودکان دارای اختلال‌های زبانی، از روایی محتوای قابل قبولی برای کاربرد آموزشی و استفاده بالینی برخوردار است.

• بحث

پژوهش حاضر باهدف طراحی، تدوین و ارزیابی برنامه آموزشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری برای کودکان پیش‌دبستانی دارای اختلال زبانی انجام شد. در این پژوهش، در ابتدا با مطالعه نظام‌مند مبانی نظری و پیشینه پژوهشی و طبقه‌بندی نتایج پژوهش‌های انجام‌شده در حیطه بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری، با استفاده از نظر متخصصان، برنامه بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری طراحی شد. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که برنامه توان‌بخشی شناختی از روایی محتوایی مناسبی برخوردار است و برای کاربردهای آموزشی و استفاده بالینی مناسب است. یکی از گام‌های مهم تهیه یک برنامه آموزشی یا روان‌شناختی استاندارد، کسب روایی محتوایی آن است. یافته‌های پژوهش در خصوص روایی محتوایی ماده‌ها یا بخش‌های مختلف برنامه از دیدگاه متخصصان پانل اعتباربخشی، نشان‌دهنده ضروری بودن و همچنین مناسب بودن (مرتبط بودن، وضوح و سادگی) آنها است. به عبارتی، متخصصان ارزیابی خود معتقد بودند که می‌توان از این برنامه بازی‌درمانی شناختی- رفتاری برای کودکان دارای اختلال زبانی استفاده نمود. این

یافته با نتایج پژوهش‌هایی همسو است که نشان داده‌اند بازی درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری می‌تواند به‌طور معناداری موجب بهبود اختلال‌های زبان بیانی در کودکان شود؛ به‌ویژه زمانی که مداخلات به‌صورت ساختاریافته و متناسب با ویژگی‌های شناختی- زبانی کودک طراحی شده باشند (رضائی‌رضوان و همکاران، ۲۰۲۲). بازی درمانی شناختی رفتاری نوعی تعامل کمکی بین کودک و بزرگسال حاضر در مدرسه یعنی معلم و مسئولان مدارس ایجاد می‌کند که از طریق نمادین در بازی، در جست‌وجوی راه‌هایی برای کاهش آشفتگی‌های هیجانی کودک است و در پی حل مسائل درزمینه مهارت‌ها و شایستگی اجتماعی تلاش می‌کند. بازی درمانی شناختی رفتاری تکنیک‌های مختلفی مثل انجام فعالیت‌هایی نظیر پریدن، تکه‌تکه کردن، چنگ‌زدن به گل رس و بیان احساس‌های خود در هنگام انجام فعالیت‌ها، حفظ شعرهای حروف الفبا، چیدن مجسمه‌ها در کنار یکدیگر به تشخیص کودکان و بحث در مورد چگونگی وضعیت قرار گرفتن هر مجسمه و مشخص کردن نقش حیوانات برای اجرای نمایش تنظیم داستان را دارد؛ هرکدام از این تکنیک‌ها می‌تواند باهدف قراردادن مهارت‌های اجتماعی کودکان بر شایستگی اجتماعی این کودکان مؤثر باشد (ظلی و نفریه، ۱۳۹۸). در واقع بازی درمانی شناختی- رفتاری کودک را قادر می‌سازد تا براساس تعامل سازنده با والدین و درمانگر، مهارت‌هایی مانند همکاری، همدلی، تنظیم هیجانات، خودپنداره قوی و اعتمادبه‌نفس لازم را که نقش تسهیل‌کننده در روابط بین فردی دارند، در خود پرورش دهند. همچنین نتایج پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که مداخلات بازی درمانی شناختی- رفتاری، به‌ویژه در ترکیب با فعالیت‌های نمادین و تعاملی مانند نمایش و بازی‌های نمایشی، می‌تواند به بهبود هم‌زمان زبان بیانی و زبان دریافتی کودکان منجر شوند و از این طریق کارکردهای ارتباطی و شناختی آنان را ارتقا دهند (رضائی رضوان و همکاران، ۲۰۲۴). بنابراین سازگاری کودک برای روبه‌رو شدن با موقعیت‌های جدید تسهیل می‌شود. هنگامی که در روابط، احساس امنیت وجود داشته باشد، کودکان بهتر می‌توانند دست‌نیاز به‌سوی دیگران دراز کنند تا از آنها حمایت شود و با تعارض و استرس به‌گونه‌ای مثبت روبه‌رو شوند. این‌گونه روابط، شادتر، پایدارتر و سازگارانه‌تر هستند (چیچک و همکاران، ۲۰۲۵).

• نتیجه‌گیری

با توجه به تغییرات در مهارت‌های شناختی و انتظارات عملکردی که معمولاً در کودکان در حال رشد رخ می‌دهد، مداخلات مؤثر برای کودکان با اختلال‌های زبانی، بسته به سن و سطح رشدی می‌بایست متفاوت باشد. در این راستا، در پژوهش حاضر تکالیف طراحی شده، دارای سطوح دشواری مختلف بودند تا یادگیرندگان توانایی و انگیزه تعامل با این تکالیف و در نتیجه بهبود مهارت‌های دارای نقص را داشته باشند. طراحی مواد آموزشی برای کمک به افراد دارای اختلال زبانی یک کار پیچیده و چالش‌برانگیز است. با این حال، ما معتقدیم که مهم است که بازی درمانی شناختی و رفتاری با درک اصول طراحی می‌تواند اهرمی برای کمک به کودکان دارای اختلال زبانی باشد. پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی است، از آنجاکه این پژوهش فقط در جامعه کودکان دختر پیش‌دبستانی اختلال زبانی شهر بیرجند انجام شد؛ در تعمیم‌پذیری آن به کودکان سایر دوره‌های رشدی و سایر مناطق باید احتیاط لازم را به عمل آورد. با توجه به این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود. برنامه بازی درمانی شناختی و رفتاری به‌عنوان یک برنامه جامع و مورد تأیید برای بهبود مهارت‌های شناختی و رفتاری دانش‌آموزان دارای اختلال زبانی ویژه در مراکز پیش‌دبستانی به‌وسیله مدیران، برنامه‌ریزان آموزشی، مشاوران، روان‌درمانگران، گفتار درمانگران برای انجام امور بالینی و پژوهشی مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به انرژی مثبت تولیدشده در بین مربیان و دانش‌آموزان و کاهش فضای خشک و سنتی آموزش توصیه می‌شود بازی درمانی شناختی و رفتاری به‌صورت درس مستقلی در برنامه هفتگی دانش‌آموزان دارای اختلال زبانی کشور مورد استفاده قرار گیرد.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان از کلیه شرکت‌کنندگان که ما را در انجام پژوهش یاری رساندند، تشکر می‌کنند.

• تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافی بین نویسندگان پژوهش حاضر وجود ندارد.

• منابع

- حسینی، زهرا؛ قربانی، زهرا و ابن احمدی، آرزو. (۱۳۹۴). بررسی روایی صوری و محتوایی و پایایی پرسشنامه بررسی چرخه تغییر در افراد سیگاری. *مجله دندانپزشکی مشهد*، ۳۹(۲): ۱۵۴-۱۴۷.
- دهقان طرزجانی، مهناز، کدیور، پروین، عبدالمهدی، محمدحسین و حسن‌آبادی، حمیدرضا. (۱۳۹۷). رشد زبان در کودکان فارسی‌زبان ۶ تا ۷ سال. *مجله روان‌شناسی*، ۲۲ (۲ (پیاپی ۸۶))، ۱۳۹-۱۵۶. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1397.22.86.1.0>
- زارع، حسین؛ شریفی، علی‌اکبر و نعمی، اشواق. (۱۳۹۸). اثربخشی برنامه توان‌بخشی شناختی توجه و حافظه بر فراختای حافظه کاری واجی و رشد زبان بیانی و دریافتی کودکان کاشت حلزون‌شده. *مجله روانشناسی*، ۲۳(۳): ۲۵۴-۲۶۸.
- سیف، علی‌اکبر. (۱۳۹۸). سنجش و ارزشیابی در آموزش و پرورش. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی (سمت).
- ظلی، محمدحسین و نفریه، پگاه. (۱۳۹۸). اثربخشی بازی‌درمانی مبتنی بر رویکرد شناختی- رفتاری بر شایستگی اجتماعی و اضطراب کودکان. *مجله دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی مشهد*. ۲۶(۲): ۱۹۳۳-۱۹۲۵. <https://doi.org/10.22038/mjms.2020.15789>
- فلاح‌نژاد تفتی، ساجده؛ بهمنی، بهمن و جعفری، پروین. (۱۴۰۴). تأثیر بازی‌درمانی دلبستگی محور بر کارکرد تأملی والدین و تنظیم هیجانی کودکان دارای مشکلات برونی‌سازی‌شده. *مجله روان‌شناسی*، ۲۹(۱): ۱۲-۲۳. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.1.2.0>
- موللی، گیتی؛ جلیل‌آکنار، سیده سمیه و عاشوری، محمد. (۱۳۹۴). بررسی اثربخشی بازی‌درمانی گروهی بر مهارت‌های اجتماعی کودکان پیش‌دبستانی آسیب‌دیده شنوایی. *آرشیو توان‌بخشی (توان‌بخشی)*، ۱۶(۱). ۷۶-۸۵. <http://rehabilitationj.uswr.ac.ir/article-1-1568-fa.html>
- Bent-Lenselink, D., Noordegraaf, M., & Van Regenmortel, T. (2025). Developing a program theory for play therapy intervention in co-creation with the professional field. *Social Sciences & Humanities Open*, 12, 102073. <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2025.102073>
- Çiçek, İ., Korkmaz, Z., Ünsal, F., Shalal Alanazi, Z., Gómez-Salgado, J., & Yildirim, M. (2025). The effect of secure attachment on family relationships and peer bullying in adolescents: the mediating role of positive childhood experiences. *Frontiers in Psychology*, 16, 1700648. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1700648>
- Daley, L. P., Miller, R. B., Bean, R. A., & Oka, M. (2018). Family system play therapy: An integrative approach. *The American Journal of Family Therapy*, 46(5), 421-436. <https://doi.org/10.1080/01926187.2019.1570386>
- Davis, L. L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Applied nursing research*, 5(4), 194-197. [https://doi.org/10.1016/S0897-1897\(05\)80008-4](https://doi.org/10.1016/S0897-1897(05)80008-4)
- Diagnostic, A. P. A. (2013). Statistical manual of mental disorders fifth edition DSM-5. *Edisi ke-5. Washington DC: American Psychiatric Association*.
- Eldredge, L. K. B., Markham, C. M., Ruiter, R. A., Fernández, M. E., Kok, G., & Parcel, G. S. (2016). *Planning health promotion programs: an intervention mapping approach*. John Wiley & Sons.
- Francis, G., Deniz, E., Torgerson, C., & Toseeb, U. (2022). Play-based interventions for mental health: A systematic review and meta-analysis focused on children and adolescents with autism spectrum disorder and developmental language disorder. *Autism & Developmental Language Impairments*, 7, 23969415211073118. <https://doi.org/10.1177/23969415211073118>
- Gillon, G., McNeill, B., Denston, A., Scott, A., & Macfarlane, A. (2020). Evidence-based class literacy instruction for children with speech and language difficulties. *Topics in Language Disorders*, 40(4), 357-374. <https://doi.org/10.1097/TLD.000000000000233>
- Ha, N. T. N., Tham, M., & Hurley, P. (2025). Process quality in early childhood education and care in Australia: A systematic literature review. *Early Childhood Education Journal*, 53(6), 2193-2206. <https://doi.org/10.1007/s10643-024-01735-4>
- Kashima, Y., & Lan, Y. (2013). Communication and language use in social cognition. *The Oxford Handbook of Social Cognition*, Oxford Library of Psychology, <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199730018.013.0035>
- Knell, S. M. (2015). Cognitive-behavioral play therapy. *Handbook of play therapy*, 119-133. <https://doi.org/10.1002/9781119140467.ch6>
- Kumar, P. (2025). Importance of Early Childhood Education and Its Impact on Children's Cognitive and Social Development. *International Journal of Scientific Research in Science and Technology*, 12(3), 1082-1086. <https://doi.org/10.32628/IJSRST25123119>
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel psychology*, 28(4).
- Li, J. (2012). *Preschoolers' outdoor pretend play and social competence: Do individual and home factors play a role?*. The University of North Carolina at Greensboro.
- Nursanaa, W. O., & Ady, I. N. C. (2020). Play therapy for children with anxiety disorders. In *5th ASEAN Conference on Psychology, Counselling, and Humanities*, 81-86. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.200120.018>
- Rademacher, A., Bäker, N., von Düring, U., Hiltunen, V., & Goagos, N. (2025). The effects of early childhood education and care quality on academic competences in early primary school: A systematic review and meta-analysis. *European Journal of Psychology of Education*, 40(4), 1-31. <https://doi.org/10.1007/s10212-025-01005-w>

- Rezaee Rezvan, S., Rezaee Rezvan, M., Asad zadeh, S. N., Torabi, S. S., Taheri Soodejani, M., Ghasemzadeh-moghaddam, H., ... & Firouzeh, N. (2024). The efficacy of cognitive-behavioural play therapy and puppet play therapy on bilingual children's expressive, receptive language disorders. *Early Child Development and Care*, 194(2), 296-307. <https://doi.org/10.1080/03004430.2024.2309453>
- Rezaeerezvan, S., Kareshki, H., & Pakdaman, M. (2022). The effect of cognitive-behavioral play therapy on improvements in expressive linguistic disorders of bilingual children. *Frontiers in Psychology*, 12, 626422. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.626422>
- Rostami, R., Mojtahedy, S. H., Heidari, Z., Ranjbari, G., Sadeghi-Firoozabadi, V., & Ahmadi, M. (2017). Investigation of cognitive-behavioral play therapy effectiveness on cognitive functions in aggressive children. *International Journal of Educational and Psychological Researches*, 3(3), 186-191. https://doi.org/10.4103/jepr.jepr_18_16
- Tchoungui Oyono, L., Pascoe, M., & Singh, S. (2018). The prevalence of speech and language disorders in French-speaking preschool children from Yaoundé (Cameroon). *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 61(5), 1238-1250. https://doi.org/10.1044/2018_JSLHR-L-16-0400
- Ullrich, D., Marten, M. (2016). Aspects Concerning "Play" for the Promotion of Preschool Children with Severe Speech- and Language Impairment. *Journal of education sciences*, 6(9); 1-11. <https://doi.org/10.3390/educsci6010009>
- Xie, H., Ouyang, H., Yaacob, N. R. N., Feng, D., & Wang, S. (2025). Challenges and Opportunities in Teaching Through Interactions Framework: A Three-level Meta-Analysis of the CLASS Measure and Children's Vocabulary Skills. *Early Childhood Education Journal*, 53(5), 1605-1625. <https://doi.org/10.1007/s10643-024-01703-y>

نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه بین ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند در دانشجویان

The Mediating Role of Self-Efficacy in the Relationship between Psychological Birth Order and Family Atmosphere with Prosocial Behaviors in Students

Sima Gholizadeh, MSc

Abbas Abolghasemi, PhD[✉]

Mahnaz Khosrojauid, PhD

سیما قلی‌زاده^۱

عباس ابوالقاسمی^۲

مهناز خسروجاوید^۱

Abstract

This study aimed to investigate the mediating role of self-efficacy in the relationship between psychological birth order, family climate, and prosocial behaviors of students. The study is descriptive-correlational in nature, and a combination of convenience and stratified sampling methods was used to select 325 undergraduate students (221 females and 104 males) from the University of Guilan for the academic year 2024-2025. Data were collected using the Prosocial Behavior Questionnaire by Penner et al. (2002), the Birth Order Questionnaire by Whitecamp (1991), the Family Climate Scale by Howestat et al. (1985), and the General Self-Efficacy Scale by Schwarzer and Jerusalem (1995). The data were analyzed using structural equation modeling (SEM) and the bootstrap method with SPSS27 and AMOS24 software. The results of the structural equation modeling showed that psychological birth order was not directly related to prosocial behaviors. However, a significant direct relationship was found between family climate and prosocial behaviors of students, as well as between self-efficacy and prosocial behaviors. Moreover, the indirect effect of psychological birth order and family climate on prosocial behaviors, mediated by self-efficacy, was confirmed. The research model and measurement tools demonstrated good fit. The results of the present study emphasize the importance of psychological and family factors in the formation of prosocial behaviors.

Keywords: Prosocial Behaviors, Psychological Birth Order, Family Environment, Self-Efficacy, Students.

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان، انجام شد. این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی است و در آن از ترکیب روش‌های نمونه‌گیری در دسترس و طبقه‌ای برای انتخاب ۳۲۵ دانشجو (۲۲۱ دختر و ۱۰۴ پسر) در مقطع کارشناسی دانشگاه گیلان در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ استفاده شد. برای جمع‌آوری داده‌ها از مقیاس رفتارهای جامعه‌پسند پنز و همکاران (۲۰۰۲)، سیاهه ترتیب تولد وایت‌کمپل (۱۹۹۱)، مقیاس خانواده اصلی هاوستات و همکاران (۱۹۸۵) و پرسشنامه خودکارآمدی عمومی شوارتز و جروسلم (۱۹۹۵) استفاده شد. داده‌ها با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری و روش بوت استراپ با نرم‌افزار SPSS27 و نرم‌افزار AMOS24 تحلیل شدند. نتایج معادلات ساختاری نشان داد ترتیب تولد روان‌شناختی با رفتارهای جامعه‌پسند ارتباط مستقیمی ندارد اما بین جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان و خودکارآمدی با رفتارهای جامعه‌پسند ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد. همچنین اثر غیرمستقیم ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده بر رفتارهای جامعه‌پسند با میانجی‌گری خودکارآمدی تأیید شد. مدل پژوهش و ابزارهای اندازه‌گیری از برازش خوبی برخوردار بود. نتایج پژوهش حاضر بر اهمیت عوامل روان‌شناختی و خانوادگی در شکل‌گیری رفتارهای جامعه‌پسند تأکید دارند.

واژه‌های کلیدی: رفتارهای جامعه‌پسند، ترتیب تولد روان‌شناختی، جو خانواده، خودکارآمدی، دانشجویان.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۲/۳۱ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

محیط دانشگاه به گونه‌ای طراحی شده است که دانشجویان را تشویق به مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی کند (آکون و همکاران، ۲۰۲۳). یکی از جنبه‌های برجسته زندگی انسانی که در محیط آموزشی به‌طور واضح تدریس می‌شود، این است که چگونه می‌توان به صورت داوطلبانه و بدون انتظار دریافت پاداش به دیگران کمک کرد (آکون و همکاران، ۲۰۲۳). این نوع رفتار در ادبیات به عنوان رفتار جامعه‌پسند (prosocial behaviors) شناخته می‌شود (آکون و همکاران، ۲۰۲۳). رفتار جامعه‌پسند، اقدامی عمدی و آگاهانه است که با هدف کمک به دیگران و ارتقای رفاه آنها انجام می‌شود (ایزبرگ و همکاران، ۲۰۱۵). رفتارهای جامعه‌پسند شامل اقداماتی مانند کمک کردن، همکاری، به اشتراک‌گذاری و تسلی‌دادن است و به عنوان یک سنگ بنای محکم توسعه اجتماعی عمل می‌کند (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۴). چنین رفتارهایی نه تنها باعث ترویج احساسات مثبت، ارائه حمایت اجتماعی و کاهش استرس می‌شوند، بلکه مزایایی را هم برای کمک‌کننده و هم کمک‌گیرنده به ارمغان می‌آورد (راپوسا و همکاران، ۲۰۱۶؛ انجمن روان‌شناسی آمریکا، ۲۰۲۰).

در این میان، روان‌شناسان تلاش کرده‌اند تا عوامل تسهیل‌گر یا بازدارنده رفتارهای جامعه‌پسند را شناسایی کنند. یکی از این عوامل، ترتیب تولد روان‌شناختی (psychological birth order) است؛ مفهومی که به ادراک ذهنی فرد از جایگاهش در خانواده اشاره دارد و می‌تواند بر تجربیات اجتماعی و سبک‌های رفتاری او در تعامل با دیگران تأثیر بگذارد. آدلر بیان کرد که ترتیب تولد نقش مهمی در شکل‌گیری رفتار دارد (سلطان و مالک، ۲۰۲۰، به نقل از آدلر، ۱۹۲۲) و کودکان زندگی اجتماعی متفاوتی را در نتیجه تأثیر ترتیب تولد تجربه می‌کنند (جنج اوغلو و کالکانز، ۲۰۲۰). ترتیب تولد شامل ۴ دسته اصلی است: فرزند اول، فرزند میانی، فرزند آخر و تک فرزند (سدنو و توریکو، ۲۰۲۴). آدلر و پیروان او معتقدند که ترتیب تولد روان‌شناختی تأثیر بسیار بیشتری بر رشد فرد دارد. درحالی‌که گروه غیرآدلری اعتقاد دارند که ترتیب تولد بیولوژیکی است که تنها می‌تواند به‌طور علمی ارزیابی شود (اکشتاین و همکاران، ۲۰۱۰).

مفهوم ترتیب تولد روان‌شناختی به ادراک فرد از جایگاه خود در خانواده اشاره دارد؛ این ادراک بر پایه نگرش او نسبت به دیگر اعضای خانواده و کیفیت روابط درون‌خانوادگی شکل می‌گیرد (جنج اوغلو و کالکانز، ۲۰۲۰) و نمایانگر نقش‌هایی است که ممکن است افراد به دلیل ترتیب تولد بیولوژیکی خود به عهده بگیرند (آنگسباخر و آنگسباخر، ۲۰۱۶). بنابراین ممکن است که ترتیب تولد بیولوژیکی فرد با ترتیب تولد روان‌شناختی وی به دلیل متغیرهای مختلفی مانند مرگ خواهر و برادر یا والدین یا معلولیت خواهر و برادر، به شدت متفاوت باشد (کومز درانگ به نقل از لمان، ۲۰۱۶). آدلر بیان می‌کند که آنچه کودک احساس می‌کند لزوماً بازتابی از واقعیت نیست و مسئله اصلی، برداشت و تفسیر کودک از رویدادها است نه این‌که واقعاً چه اتفاقی افتاده است. به عبارت دیگر مهم نیست که درواقعیت چه اتفاقی افتاده یا اینکه آیا کودک واقعاً احساس حقارت می‌کند یا نه؛ آنچه اهمیت دارد، تفسیر او از موقعیتش است (کومز درانگ به نقل از آدلر، ۲۰۱۶). طبق نتایج پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۴) رفتارهای جامعه‌پسند تحت تأثیر ترتیب تولد قرار دارند. برخی از مطالعات همچنین نشان داده‌اند که ممکن است تفاوت‌های مشاهده شده در همدلی (سالمون و همکاران، ۲۰۱۶) و نوع دوستی ناشی از ترتیب تولد باشد (سالمون، ۲۰۱۶)، که این موضوع می‌تواند در شکل‌گیری رفتارهای جامعه‌پسند نقش داشته باشد. در پژوهشی مشاهده شد که ترتیب تولد تأثیر متوسطی بر رفتارهای جامعه‌پسند داشت و برادران و خواهرانی که دیرتر متولد شده بودند، رفتارهای جامعه‌پسند بیشتری داشتند و بیش‌ترین افزایش بین فرزند اول و دوم مشاهده شد به طوری که میزان رفتارهای جامعه‌پسند در فرزندان دوم به‌طور قابل توجهی بالاتر از فرزندان اول بود (سالمون و همکاران، ۲۰۱۶). همچنین فرزندان میانی به‌طور قابل توجهی گرایش‌های جامعه‌پسند بیشتری نسبت به فرزند آخر داشتند (شوار و ماهونی، ۲۰۱۲). به‌طور کلی شواهد متفاوتی در مورد رابطه بین ترتیب تولد و رفتارهای جامعه‌پسند پیدا شده است. برخی از مطالعات اثر مثبت ترتیب تولد بعدی بر رفتارهای جامعه‌پسند را نشان دادند، درحالی‌که برخی دیگر هیچ تأثیری پیدا نکردند یا حتی اثر منفی مشاهده کردند (وولینگ و همکاران، ۲۰۲۱).

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر رفتارهای جامعه‌پسند، جو خانواده (family atmosphere) است. چراکه خانواده به‌عنوان نخستین بستر اجتماعی، می‌تواند نقش بنیادینی در شکل‌گیری فردی مولد و سازگار با جامعه ایفا کند (جعفری و همکاران، ۱۴۰۳) به طوری‌که شیوه‌های فرزندپروری و نحوه ادراک روابط خانوادگی، می‌توانند زمینه‌ساز بروز رفتارهای جامعه‌پسند شوند. به عنوان مثال، جو خانوادگی که بر پایه حمایت و تعامل والدین استوار است، با افزایش رفتارهای جامعه‌پسند مرتبط است (فریرا و همکاران، ۲۰۱۶). جو

خانواده در روان‌شناسی آدلری به جو عاطفی کلی و الگوهای تعامل درون یک خانواده اشاره دارد و درجه گرمی، حمایت، تشویق، همکاری بین اعضای خانواده، سطح ارتباط، حل تعارض و احترام متقابل موجود در نظام خانواده را در بر می‌گیرد. در نظریه آدلری، جو مثبت خانواده با احساس تعلق، اهداف مشترک و رویکرد دموکراتیک به تصمیم‌گیری مشخص می‌شود که منجر به رشد سالم و رفاه هر یک از اعضای خانواده می‌شود (کارلسون و همکاران، ۲۰۰۶). آدلر (۱۹۲۷/۱۹۵۴) بر تأثیر چگونگی برخورد والدین یا مراقبان با کودکان تأکید دارد، از جمله تجربه‌ای که آنها در خانه از آزار یا بی‌توجهی، نازپروردگی یا حقارت اعضای بدن دارند (جانسون-میگالسکی، ۲۰۲۰).

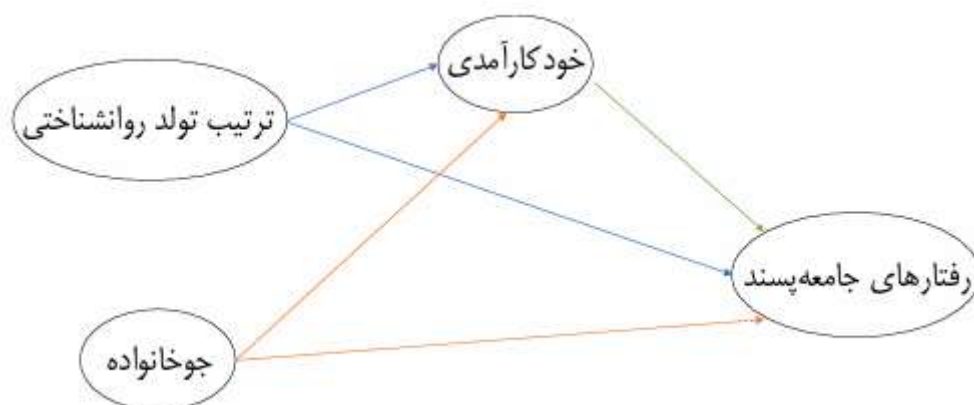
آدلری‌ها محیط اجتماعی خانواده را به‌عنوان تأثیرگذارترین عامل بر توسعه شخصیت در نظر می‌گیرند. زیرا والدین، خواهران و برادران یا مراقبان اصلی، جو خانوادگی را ایجاد کرده که کودکان معمولاً آن را تجربه می‌کنند (چن و همکاران، ۲۰۲۱). جو خانواده برای هر خانواده منحصر به فرد است و وضعیت روابط بین اعضای خانواده را در بر می‌گیرد (چن و همکاران، ۲۰۲۱). والدین معمولاً الگوهایی برای تعیین ارزش‌ها و نگرش‌های مشترک در خانواده هستند. آدلری‌ها فرض می‌کنند که ارزش‌های خانوادگی نقش مهمی در توسعه افراد، زندگی خانوادگی و انتظارات از زندگی و جهان دارد (بیتتر، ۲۰۱۳). اگر محیط خانواده پر تنش باشد، او با اعضای خانواده و افراد خارج از خانواده به شیوه‌ای خصمانه یا متخاصم واکنش نشان می‌دهد (آرچانا و فاتیما جاسینا، ۲۰۲۱). بنابراین جو خانواده رفتارهای جامعه‌پسند را پیش‌بینی می‌کند به طوری که افرادی که جو خانواده گرمی دارند، بیشترین رفتار جامعه‌پسند را نشان می‌دهند (باکلی و همکاران، ۲۰۲۴). در زمینه تأثیر جو خانواده بر شکل‌گیری رفتارهای جامعه‌پسند، می‌توان گفت که این جو نقشی اساسی در توسعه مهارت‌های اجتماعی و عاطفی فرزندان ایفا می‌کند. همان‌طور که سیلوا (۲۰۲۳). اشاره می‌کند، آموزش‌های غیررسمی در محیط خانواده به‌ویژه در خصوص مفاهیمی چون همیاری، مسئولیت‌پذیری و مشارکت، موجب شکل‌گیری رفتارهای جامعه‌پسند در کودکان می‌شود. در فرآیند تعاملات روزمره با اعضای خانواده، فرزندان این فرصت را می‌یابند که ارزش‌های مهمی همچون صداقت، مسئولیت‌پذیری، سخت‌کوشی و همدلی را بیاموزند و این مفاهیم را درونی سازند (سیخرانی و آسلان، ۲۰۲۴). از آنجا که این نوع آموزش به‌طور غیررسمی، مستمر و فاقد ساختار خاصی ارائه می‌شود، یادگیری در فضایی امن و آشنا صورت می‌گیرد؛ موضوعی که پذیرش و تمرین ارزش‌ها را برای فرزندان آسان‌تر می‌سازد.

علاوه بر این، والدین و دیگر اعضای خانواده می‌توانند به‌عنوان الگوهای رفتاری عمل کنند و از این طریق فرایند یادگیری اجتماعی را تقویت کنند (آسلان، ۲۰۱۹). فرزندان که از حمایت عاطفی خانواده برخوردارند، معمولاً اعتمادبه‌نفس بالاتری دارند و مهارت‌های اجتماعی مؤثرتری کسب می‌کنند (میننگ، ۲۰۲۰).

مطالعات بعدی نشان داده‌اند افرادی (از جمله نوجوانان) که دارای سطوح بالایی از خودکارآمدی (self-efficacy) هستند، تعاملات اجتماعی مانند همکاری، کمک‌رسانی و بخشندگی با علاقه‌مندی خاصی به رفاه یکدیگر را نشان می‌دهند (بندورا، ۲۰۰۱؛ ونترل، ۲۰۱۴). خودکارآمدی، باور فرد است که می‌تواند به‌طور مؤثر رفتارهای لازم برای یک شرایط خاص را انجام دهد (نقی‌زاده علمداری و اکبری نژاد، ۱۴۰۱). پایین بودن باورهای خودکارآمدی در افراد، عزم و اراده آنها را سست و در عملکردشان اختلال ایجاد می‌کند (پگورو و شافر، ۲۰۱۵). این باورهای خودکارآمدی برای هر فرد در طول زمان به واسطه تجربه، تحول می‌یابند و این تحول از کودکی شروع شده، در سراسر عمر ادامه می‌یابد و عوامل مختلفی مانند خانواده، دوستان و همسالان، عوامل محیطی و آموزشی، تغییرات رشدی و تفاوت‌های جنسیتی در آن مؤثرند (بعقوبی و محمدی، ۱۴۰۰).

براساس برخی پژوهش‌ها، خودکارآمدی فرد را تشویق می‌کند که به سمت رفتارهایی همچون کمک به دیگران، اشتراک‌گذاری و مشارکت با دیگران حرکت کند و در نتیجه باعث جلوگیری از بی‌تفاوتی اخلاقی می‌شود و رفتارهای جامعه‌پسند را تشویق می‌کند (صیدی، ۱۳۹۸؛ کارلوو همکاران، ۲۰۱۵؛ تابارس، ۲۰۱۹ و چنگو همکاران، ۲۰۲۰). خواهر و برادرهای بزرگ‌تر خودکارآمدی بیشتری دارند، به طوری که این ویژگی احتمالاً آنها را نسبت به سایر خواهران و برادران انعطاف‌پذیرتر می‌کند (سلطان و مالک، ۲۰۲۰). به نقل از آدلر (۱۹۲۲). نتایج پژوهشی نشان داد که متولدین اول ترتیب تولد روان‌شناختی (زنان و مردان) خودکارآمدی بیشتری دارند و ترتیب تولد روان‌شناختی متولدین میانی و تک‌فرزندان (زنان و مردان) با خودکارآمدی همبستگی منفی دارد (فاطمی و اشرف، ۲۰۱۸). نتیجه پژوهش دیگری نشان داد که ترتیب تولد روان‌شناختی با خودکارآمدی تصمیم‌گیری شغلی ارتباط کمتری دارند (هرندون، ۲۰۱۲).

خودکارآمدی تحصیلی بالاتری را برای تک فرزندان در یک کالج فنی حرفه‌ای نشان داد (جیائو، ۲۰۲۳). خانواده و دانشگاه نیز به‌عنوان محیط رشد و تکامل فردی، تأثیری تقویت‌کننده بر خودکارآمدی تحصیلی دانشجویان می‌گذارند (چو، ۲۰۱۴). به‌طوری که نگرش‌های صحیح والدین تا حد زیادی بر ادراک افراد از خود و در نتیجه خودکارآمدی آنها تأثیر می‌گذارد (زو، ۲۰۱۱). در مجموع، با توجه به پژوهش‌هایی که به بررسی رابطه ترتیب تولد و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند در دانشجویان پرداخته‌اند، شواهدی وجود دارد که این متغیرها می‌توانند با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان مرتبط باشند (برای مثال اونز، ۲۰۱۹؛ سابولوا، ۲۰۲۰). از طرفی، خودکارآمدی نیز به‌عنوان یک عامل دیگر می‌تواند با رفتارهای جامعه‌پسند در ارتباط باشد (امیت و ای وی اس، ۲۰۲۳) همچنین، این متغیر می‌تواند تحت تأثیر ترتیب تولد و جو خانواده قرار گیرد. بنابراین، با توجه به اینکه خودکارآمدی می‌تواند هم تحت تأثیر ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده قرار گیرد و هم بر رفتارهای جامعه‌پسند تأثیر بگذارد، بررسی آن به عنوان متغیر میانجی ضروری به نظر می‌رسد. در مجموع با توجه به پژوهش‌های اندک در ارتباط با ترتیب تولد روان‌شناختی و نتایج متناقض موجود در ارتباط با رابطه ترتیب تولد و رفتارهای جامعه‌پسندی چون مسئولیت اجتماعی، ارتباط همدلانه، نگاه از منظر دیگران، پریشانی فردی، استدلال اخلاقی دوجانبه، استدلال اخلاقی جهت‌گیری شده به‌سوی دیگران و نوع دوستی و نقش مهمی که رفتارهای جامعه‌پسند در توسعه مهارت‌های اجتماعی و تقویت حس مسئولیت‌پذیری در محیط‌های آموزشی دارند، زمینه‌ساز بهبود روند پیشرفت و سلامت اجتماعی نیز باشد. زیرا رفتارهای جامعه‌پسند به‌عنوان عنصری کلیدی در تعاملات اجتماعی، بر کیفیت روابط میان‌فردی و پیشرفت‌های فرهنگی تأثیر مستقیم دارند، شناسایی عوامل مؤثر بر این رفتارها می‌تواند در طراحی برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای مؤثر واقع شود. بنابراین پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان انجام شد.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

• روش

این پژوهش با طرح توصیفی-همبستگی از نوع معادلات ساختاری است. جامعه آماری این پژوهش کلیه دانشجویان دختر و پسر مقطع کارشناسی دانشگاه گیلان در سال ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بودند (طبق آمار موجود در سایت دانشگاه ۸۵۳۰ نفر، ۱۴۰۳). نمونه پژوهش ۳۲۵ دانشجوی مقطع کارشناسی (۲۲۱ دختر و ۱۰۴ پسر) بود که از طریق ترکیب روش‌های نمونه‌گیری در دسترس و طبقه‌ای انتخاب شدند. به این صورت که ابتدا جامعه آماری به طبقات مختلف (براساس رشته‌های تحصیلی و دانشکده‌ها) تقسیم شد، سپس از هر طبقه به‌طور در دسترس (از میان افراد موجود و در دسترس در آن طبقه) نمونه مورد نظر انتخاب شد. براساس توصیه کلاپین (۲۰۱۵) با توجه به تعداد پارامتر آزادی (۱۴) که در مدل مشاهده می‌شود، ۲۸۰ نفر برای آزمون برازش مدل نیاز بود اما به دلیل احتمال نقص در تکمیل پرسشنامه‌ها و یا وجود داده پرت تعداد نمونه ۴۰۰ نفر در نظر گرفته شد. پس از اخذ کد اخلاق از کمیته اخلاق زیست-پزشکی دانشگاه گیلان (IR.GUILAN.REC.1403.185) و هماهنگی با دانشگاه، پژوهش انجام شد. ابتدا پس از توضیح کلی در مورد چرایی پژوهش، به دانشجویان گفته شد که برای شرکت در پژوهش مختار بوده و اطلاعات‌شان به‌صورت محرمانه باقی خواهد ماند. همچنین از آنها خواسته شد که با کمال دقت و آرامش به سؤالات پاسخ دهند و تا حد امکان سؤالی را بدون پاسخ نگذارند. ۴۰۰ دانشجوی این پرسشنامه‌ها

را در بازه زمانی یک‌هفته تکمیل کردند که از این تعداد، ۳۳۰ پرسشنامه به‌طور کامل تکمیل و بازگرداندند. سپس از این تعداد ۵ نفر به‌عنوان داده پرت چند متغیری از پژوهش خارج شدند و درنهایت ۳۲۵ نفر به‌عنوان نمونه نهایی وارد تحلیل شدند. برای تحلیل داده‌ها از آمار توصیفی (میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و ماتریس همبستگی) و استنباطی (مدل‌یابی معادلات ساختاری و روش بوت استرپ در افزونه process macro هایز جهت آزمون روابط میانجی) استفاده شد (با نرم‌افزار SPSS27 و نرم‌افزار AMOS24).

• ابزارها

الف) مقیاس رفتار جامعه‌پسند (prosocial behavior scale- PBS): این مقیاس توسط پتر (۲۰۰۲) ساخته شده است که به‌عنوان مقیاسی برای ارزیابی گرایش‌های جامعه‌پسند از منظر صفات شخصیتی به‌کار می‌رود. این پرسشنامه از نوع مداد کاغذی و خودگزارشی است، شامل ۳۰ ماده و ۷ خرده‌مقیاس مسئولیت اجتماعی، ارتباط همدلانه، نگاه از منظر دیگران، پریشانی فردی، استدلال اخلاقی دوجانبه، استدلال اخلاقی جهت‌گیری‌شده به‌سوی دیگران و نوع‌دوستی خودگزارشی است که دو عامل هم‌حسی جهت‌گیری‌شده به‌سوی دیگران و کمک‌رسانی را می‌سنجد. نمره عامل یک (هم‌حسی جهت‌گیری‌شده به‌سوی دیگران) حاصل مجموع نمرات مسئولیت اجتماعی، ارتباط همدلانه، نگاه از منظر دیگران، استدلال اخلاقی دوجانبه و استدلال اخلاقی جهت‌گیری‌شده به‌سوی دیگران و نمره عامل دو (کمک‌رسانی) حاصل مجموع نمرات پریشانی فردی و نوع‌دوستی خودگزارشی است. نمره‌گذاری ماده‌های یک تا ۲۵ براساس مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای به‌صورت کاملاً موافق تا کاملاً مخالف و نمره‌گذاری ماده‌های ۲۶ تا ۳۰ به‌صورت هرگز ۱، یک‌بار ۲، بیش‌از یک‌بار ۳، اغلب ۴ و بیشتر اوقات ۵ انجام می‌شود. نمره‌گذاری ماده‌های ۱۳-۱۲-۱۱-۸-۷-۶-۵-۴-۳-۲-۱-۱۴ به‌صورت معکوس انجام می‌گیرد. در مجموع دامنه نمرات این پرسشنامه بین ۳۰ تا ۱۵۰ است.

در پژوهش صفاری‌نیا و باجلان (۱۳۹۴) اعتبار پرسشنامه با استفاده از روش بازآزمایی ۰/۹۸ و همسانی درونی ۰/۷۹ به‌دست آمد. همچنین روایی هم‌زمان پرسشنامه با پرسشنامه شخصیت پنج‌عاملی نئو مثبت و معنادار بود. همسانی درونی این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۸۷ به‌دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش صیدی نیز (n=۳۷۳) محاسبه شد که مسئولیت اجتماعی (۰/۶۲)، ارتباط همدلانه (۰/۴۲)، نگاه از منظر دیگران (۰/۳۴)، پریشانی فردی (۰/۳۲)، استدلال اخلاقی دوجانبه (۰/۷۴)، سایر استدلال‌های جهت‌گیری‌شده (۰/۷۱) و نوع‌دوستی خودگزارشی (۰/۶۵) به‌دست آمد (صیدی و صفاری‌نیا، ۱۳۹۴). آلفای کرونباخ کل پرسشنامه در پژوهش صیدی، احمدیان و صفاری‌نیا (۱۳۹۸) نیز ۰/۷۰ گزارش شد. در پژوهش حاضر ضریب اعتبار همسانی درونی این پرسشنامه از طریق ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۷ به‌دست آمد. نتایج نیز نشان داد که پرسشنامه رفتارهای جامعه‌پسند، از روایی سازه خوبی برخوردار است ($\chi^2=1/50$, NFI=0/96, IFI=0/99, CFI=0/99, GFI=0/99, RMSEA=0/04).

ب) سیاهه ترتیب تولد وایت کمپل (psychological birth order inventory- PBOI): این سیاهه توسط کمپل و همکاران (۱۹۹۱) برای سنجش تجربیات افراد در خانواده اصلی با توجه به یکی از ۴ نقش کلیشه‌ای ترتیب تولد روان‌شناختی آدلر ساخته شد که شامل ۴۲ ماده است. این سیاهه که به صورت بله (۱) و خیر (صفر)، با دامنه نمرات آن بین صفر تا ۴۲ است. دارای ۴ بعد فرعی است: فرزند اول، فرزند میانی، کوچکترین فرزند و تک‌فرزند. یلماز و کیران (۲۰۲۳) در پژوهش خود همسانی درونی را برای زنان در خرده‌مقیاس اول ۰/۶۸، برای خرده‌مقیاس دوم ۰/۸۸، برای خرده‌مقیاس سوم ۰/۶۴ و برای آخرین خرده‌مقیاس ۰/۸۲ به‌دست آوردند. همچنین ضرایب همسانی درونی را برای مردان برای خرده‌مقیاس اول ۰/۷۰، برای خرده‌مقیاس دوم ۰/۸۳، برای خرده‌مقیاس سوم ۰/۶۵ و برای آخرین خرده‌مقیاس ۰/۷۵ گزارش کردند. گولر و هازر (۲۰۲۲) اعتبار سازه‌ای ابزار را از طریق تحلیل عاملی بررسی کردند که براساس این تحلیل چهار عامل ۴۹/۸۵ از کل واریانس را برای زنان و ۵۰/۲۷ از کل واریانس را برای مردان توضیح می‌دهند. در پژوهش حاضر ضریب اعتبار همسانی درونی این سیاهه از طریق ضریب آلفای کرونباخ ۰/۶۸ به‌دست آمد. نتایج نیز نشان داد که سیاهه ترتیب تولد روان‌شناختی، از روایی سازه خوبی برخوردار است ($\chi^2=0/46$, NFI=0/99, IFI=1/01, CFI=1/00, GFI=1/00, RMSEA=0/00).

ج) مقیاس خانواده اصلی (family origin scale- FOS): این مقیاس توسط هاوستات و همکاران (۱۹۸۵) تهیه شد که یک ابزار ۴۰ ماده‌ای است و برای سنجیدن ادراک و استنباط شخص از میزان سلامت خانواده اصلی تدوین شده است. مقیاس خانواده اصلی بر استقلال و صمیمیت به‌عنوان دو مفهوم کلیدی در حیات خانواده سالم تمرکز دارد و هریک از مقیاس‌ها، ۵ خرده‌مقیاس دارند.

خرده‌مقیاس‌ها شامل: شفافیت اظهارات، مسئولیت‌پذیری، احترام به دیگران، باز بودن نسبت به دیگران، پذیرش جدایی و شکست، ترغیب افراد به بیان احساسات، ایجاد محیطی گرم در خانواده، حل اختلافات بدون استرس اضافی، تشویق دلسوزی یا همدردی، ایجاد اعتماد نسبت به دیگران. نمره‌گذاری این مقیاس براساس یک مقیاس ۵ درجه‌ای (از سالم‌ترین پاسخ (عبارت‌های مثبت) = ۵ و ناسالم‌ترین پاسخ (عبارت‌های منفی) = ۱) است. دامنه نمره آن بین ۴۰ تا ۲۰۰ خواهد بود. هاوستات و همکاران (۱۹۸۵) اعتبار آن را با روش بازآزمایی (در فاصله دو هفته) برای کل آن ۰/۹۷ و برای خرده‌مقیاس‌های خودمختاری ۰/۷۷ و صمیمیت ۰/۷۳ گزارش کردند. در پژوهش شادمانی (۱۳۹۷)، اعتبار با روش آلفای کرونباخ برای مقیاس خانواده اصلی ۰/۸۶ گزارش شد. در پژوهش منصوره امین و افتخار صادی (۱۴۰۱) مقدار اعتبار با روش آلفای کرونباخ برای مقیاس خانواده اصلی ۰/۸۸ و برای خرده‌مقیاس‌های خودمختاری ۰/۸۵ و صمیمیت ۰/۸۹ به دست آمد. در پژوهش حاضر ضریب اعتبار همسانی درونی این مقیاس و از طریق ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ به دست آمد و نتایج نیز نشان داد که از روایی سازه خوبی برخوردار است ($\chi^2=2/40$, $NFI=0/96$, $IFI=0/97$, $CFI=0/97$, $GFI=0/95$, $RMSEA=0/07$).

د) پرسشنامه خودکارآمدی عمومی (general self-efficacy questionnaire- GSEQ-10): این پرسشنامه توسط شوارترز و جروسل (۱۹۹۵) ساخته شده است، که دارای ۱۰ ماده چهارگزینه‌ای است و هر ماده بیان‌کننده رسیدن به یک حالت پایدار از موفقیت و دید خوش‌بینانه فرد، نسبت به خود است. نحوه نمره‌گذاری براساس مقیاس لیکرت ۴ درجه‌ای (از اصلاً صحیح نیست = ۱ تا کاملاً صحیح است = ۴) است و در کل دامنه نمره آن ۴۰-۱۰ است. نمرات بالاتر نشان‌دهنده ادراک خودکارآمدی بیشتر است. کسب نمرات کمتر از ۲۵ نشان‌دهنده ادراک خودکارآمدی پایین است (شوارترز و جروسل، ۱۹۹۵). شوارترز و جروسل (۱۹۹۵) برای تعیین روایی ابزار یک عاملی خودکارآمدی (عمومی) نتایج بررسی روایی این ابزار را در ۲۳ کشور، مناسب گزارش کردند. شوارترز و جروسل (۱۹۹۵) اعتبار این مقیاس را به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۹ گزارش کردند. در پژوهش ربانی باوجدان و همکاران (۱۳۹۱) اعتبار این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ با ۳۵۴ نمونه و با ۱۰ ماده، برابر ۰/۸۲ به دست آمد. اسلمی و همکاران (۱۴۰۲) اعتبار این پرسشنامه را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۰ گزارش کردند. در پژوهش حاضر ضریب اعتبار همسانی درونی این پرسشنامه از طریق آلفای کرونباخ ۰/۸۶ به دست آمد و نتایج نیز نشان داد که پرسشنامه خودکارآمدی، از روایی سازه خوبی برخوردار است ($\chi^2=2/22$, $NFI=0/93$, $IFI=0/96$, $CFI=0/96$, $GFI=0/96$, $RMSEA=0/06$).

• یافته‌ها

نتایج نشان داد که، ۶۸ درصد آزمودنی‌ها زن و ۳۱/۴۰ درصد مرد بود. ۶۰/۲۰ درصد دانشجویان در بازه سنی ۱۸ تا ۲۱ سال و ۳۶/۹۰ درصدشان در بازه سنی ۲۲ تا ۲۵ سال قرار داشتند. همچنین ۸/۳۰ درصد دانشجویان سابقه مشروطی داشتند و ۹۰/۲۰ درصد فاقد این سابقه بودند. از نظر وضعیت اجتماعی-اقتصادی، ۵۴/۵۰ درصد آنها وضعیت خوبی داشتند، ۳۷/۸۰ درصد از آنها در وضعیت متوسط و ۴ درصد در وضعیت نامطلوبی قرار داشتند. در نهایت، از نظر ترتیب تولد بیولوژیکی، ۱۴/۲۰ درصد تک‌فرزند، ۳۰/۲۰ درصد فرزند اول، ۳۶/۹۰ درصد فرزند دوم و ۱۸/۸۰ درصد فرزند سوم به بعد بودند.

براساس جدول ۱، متغیر رفتارهای جامعه‌پسند، دارای میانگین (۷۳/۳۴) و انحراف معیار (۱۱/۲۰) است. متغیر ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده به ترتیب دارای میانگین (۲۹/۱۴) و (۱۳۲/۰۴) و انحراف معیار (۵/۸۳) و (۲۲/۸۲) هستند و با رفتارهای جامعه‌پسند رابطه منفی داشتند ($P<0/05$). متغیر خودکارآمدی دارای میانگین (۲۹/۹۴) و انحراف معیار (۴/۹۱) بوده و با رفتارهای جامعه‌پسند رابطه مثبت داشت ($P<0/01$).

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی (میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی) و ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	۱	۲	۳
۱ رفتارهای جامعه‌پسند	۷۳/۳۴	۱۱/۲۰	۰/۱۴	۰/۳۰	۱		
۲ ترتیب تولد روان‌شناختی	۲۹/۱۴	۵/۸۳	-۱/۰۳	۰/۷۱	-۰/۲۵**	۱	
۳ جو خانواده	۱۳۲/۰۴	۲۲/۸۲	-۰/۳۰	-۰/۴۸	-۰/۲۹**	۰/۶۰**	۱
۴ خودکارآمدی	۲۹/۹۴	۴/۹۱	-۰/۱۵	۰/۰۲	۰/۲۵**	۰/۲۱**	۰/۲۵**

** $P<0/01$

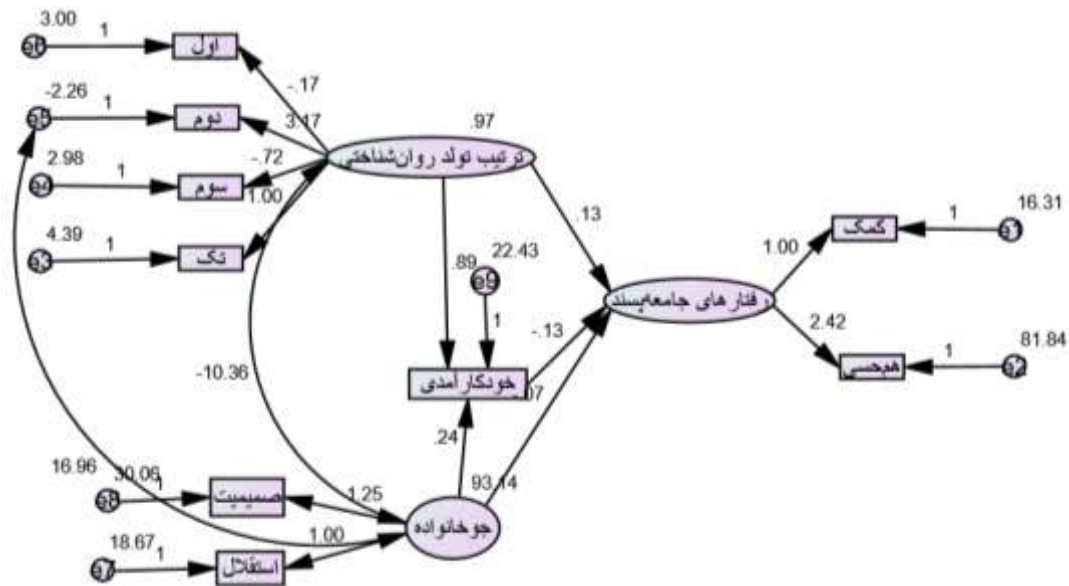
برازش مدل مفهومی براساس شاخص‌های مختلفی همچون شاخص مجذور خی (χ^2)، شاخص برازندگی نیکویی (GFI)، شاخص هنجار شده برازندگی (NFI)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)، شاخص برازندگی نسبی (RFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI)، شاخص برازش مقتصد هنجار شده (PNFI) و میانگین مجذور خطای ریشه (RMSEA) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این شاخص‌ها در جدول ۲ مشاهده می‌شوند.

طبق جدول ۲ با توجه به شاخص‌های برآورد شده، نشان می‌دهد که الگوی نهایی نقش میانجی‌گرانه خودکارآمدی در رابطه ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان دارد.

با توجه به جدول ۳ ملاحظه می‌شود که خودکارآمدی بر رفتارهای جامعه‌پسند اثر مستقیم و معناداری دارد ($\beta = -0.13$, $P < 0.001$). ترتیب تولد روان‌شناختی بر خودکارآمدی ($\beta = 0.03$ و $P > 0.05$) و رفتارهای جامعه‌پسند ($\beta = 0.07$ و $P > 0.05$) اثر مستقیم و معناداری ندارد. جو خانواده بر خودکارآمدی اثر مستقیم و معناداری دارد ($\beta = 0.10$, $P < 0.05$). همچنین جو خانواده بر رفتارهای جامعه‌پسند اثر مستقیم و معناداری دارد ($\beta = -0.06$, $P < 0.05$).

جدول ۲. شاخص‌های برازش مدل نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند دانشجویان

شاخص‌ها	نام شاخص	اختصار	مقدار مطلوب	مدل اولیه	مدل نهایی
شاخص‌های برازش مطلق	سطح تحت پوشش خی دو	Chi-Square	کمتر از ۳	۸/۶۹	۲/۰۹
	نیکویی برازش	GFI	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۸۹	۰/۹۷
شاخص‌های برازش تطبیقی	برازش هنجار شده	NFI	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۷۵	۰/۹۴
	برازش تطبیقی	CFI	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۷۷	۰/۹۷
	برازش نسبی	RFI	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۶۲	۰/۹۱
	برازش فزاینده	IFI	بین ۰ تا ۱	۰/۷۷	۰/۹۷
شاخص برازش مقتصد	برازش مقتصد هنجار شده	PNFI	بزرگ‌تر از ۰/۵	۰/۵۰	۰/۵۸
	ریشه میانگین مربعات خطا	RMSEA	کمتر از ۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۰۶



شکل ۱. مدل نهایی آزمون شده به همراه آماره‌های پیش‌بینی استاندارد شده

جدول ۳. ضرایب رگرسیونی متغیرهای پژوهش

شرح	ضریب	خطای معیار	نسبت بحرانی	معناداری
ترتیب تولد روان‌شناختی \leftarrow خودکارآمدی	۰/۰۶	۰/۳۹	۰/۱۶	۰/۸۷
جو خانواده \leftarrow خودکارآمدی	۰/۱۰	۰/۰۴	۲/۳۷	< ۰/۰۵
ترتیب تولد روان‌شناختی \leftarrow رفتارهای جامعه‌پسند	۰/۰۷	۰/۲۴	۰/۲۹	۰/۷۷
جو خانواده \leftarrow رفتارهای جامعه‌پسند	-۰/۰۶	۰/۰۳	-۲/۰۶	< ۰/۰۵
خودکارآمدی \leftarrow رفتارهای جامعه‌پسند	-۰/۱۳	۰/۰۴	-۳/۳۲	< ۰/۰۰۱

جدول ۴. نتایج بوت استرپ برای مسیرهای غیر مستقیم الگوی پژوهش

مسیر	اثر کل بدون حضور میانجی	اثر مستقیم در حضور میانجی	اثر غیر مستقیم	فاصله اطمینان ۹۵ درصد		نتیجه‌گیری
				کران بالا	کران پایین	
ترتیب تولد روان‌شناختی ← خودکارآمدی ← رفتارهای جامعه‌پسند	-۰/۴۸ p<۰/۰۰۱	-۰/۴۰ p<۰/۰۰۱	-۰/۰۸ p<۰/۰۰۵	-۰/۱۶۱	-۰/۰۲۳	میانجی‌گری
جو خانواده ← خودکارآمدی ← رفتارهای جامعه‌پسند	-۰/۱۴ p<۰/۰۰۱	-۰/۱۲ p<۰/۰۰۱	۰/۰۲ p<۰/۰۰۵	-۰/۰۴۴	-۰/۰۰۶	میانجی‌گری

با توجه به جدول ۴ و مقدار اثر غیر مستقیم از طریق خودکارآمدی (-۰/۰۸) و (۰/۰۲) که بین بازه فاصله اطمینان (کرانه پایین -۰/۱۶۱ و کرانه بالا ۰/۰۲۳) و (کرانه پایین -۰/۰۴۴ و کرانه بالا ۰/۰۰۶) قرار دارد. سطح اطمینان برای این فاصله اطمینان ۹۵ درصد و تعداد نمونه‌گیری مجدد بوت استرپ ۵۰۰۰ است. با توجه به اینکه صفر بیرون از این فاصله اطمینان قرار می‌گیرد و از لحاظ آماری معنادار است ($P < ۰/۰۵$).

• بحث

پژوهش حاضر با هدف طراحی الگوی روابط ساختاری پیش‌بینی رفتارهای جامعه‌پسند براساس ترتیب تولد روان‌شناختی، جو خانواده و نقش میانجی خودکارآمدی انجام شد. نتایج نشان داد که ترتیب تولد روان‌شناختی رابطه مستقیمی با رفتارهای جامعه‌پسند ندارد. این یافته با برخی پژوهش‌ها (مانند وولینگ و همکاران، ۲۰۲۱) همسو و با برخی دیگر (مانند لی و همکاران، ۲۰۲۴؛ سالمون و همکاران، ۲۰۱۶؛ شوار و ماهونی، ۲۰۱۲) ناهمسو است. براساس نظریه آدلر (۱۹۲۲)، انتظار می‌رفت که ترتیب تولد روان‌شناختی با رفتارهای جامعه‌پسند رابطه داشته باشد، زیرا جایگاه ادراک شده فرد در ساختار خانواده می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری نگرش‌ها، احساس مسئولیت و تعاملات اجتماعی ایفا کند. این نتیجه را می‌توان در چارچوب ماهیت پیچیده و چندعاملی رفتارهای جامعه‌پسند تفسیر کرد؛ چرا که بروز چنین رفتارهایی معمولاً در تعامل با مؤلفه‌های شناختی، هیجانی و بافتاری معنا پیدا می‌کند. به نظر می‌رسد ادراک فرد از نقش و جایگاه خود در خانواده، تنها زمانی منجر به کنش‌های نوع‌دوستانه می‌شود که با منابع روان‌شناختی درونی دیگری همچون خودکارآمدی همراه باشد.

از سوی دیگر، یافته‌های جدول ۱ نشان داد که بین ترتیب تولد روان‌شناختی و رفتارهای جامعه‌پسند همبستگی منفی معناداری وجود دارد؛ به‌گونه‌ای که فرزندان اول و میانی رفتارهای جامعه‌پسند بیشتری بروز داده‌اند. این یافته با بخش‌هایی از نظریه آدلر همسوست؛ به‌ویژه آنجا که تأکید می‌شود فرزندان اول به دلیل قرارگیری در موقعیت مسئولانه‌تر، اغلب ویژگی‌هایی نظیر همدلی، حمایت‌گری و وظیفه‌شناسی بیشتری از خود نشان می‌دهند. همچنین، فرزندان میانی که برای تثبیت جایگاه خود در خانواده ناگزیر به برقراری روابط اجتماعی گسترده‌تری هستند، ممکن است حساسیت اجتماعی بیشتری پرورش دهند. از منظر نظریه یادگیری اجتماعی بندورا نیز، ایفای نقش الگو توسط این فرزندان برای خواهران و برادران کوچک‌تر، موجب درونی‌سازی ارزش‌هایی نظیر کمک‌کردن، مشارکت و مسئولیت‌پذیری در آنها می‌شود. در مقابل، فرزندان آخر یا تک‌فرزندها که کمتر در معرض تجربه مراقبت از دیگران یا ایفای نقش میانجی در خانواده هستند، ممکن است فرصت‌های کمتری برای توسعه رفتارهای جامعه‌پسند داشته باشند.

یکی از یافته‌های دیگر پژوهش حاضر، رابطه مستقیم و منفی بین جو خانواده و رفتارهای جامعه‌پسند بود؛ نتیجه‌ای که در تضاد با بیشتر پژوهش‌های پیشین قرار دارد (مانند فریرا و همکاران، ۲۰۱۶؛ آرچانا و فاتیما جاسینا، ۲۰۲۱؛ باکلی و همکاران، ۲۰۲۴) که جو خانواده گرم، صمیمی و حمایتگر را عامل تسهیل‌کننده رشد رفتارهای جامعه‌پسند معرفی کرده‌اند. این ناسازگاری ممکن است از نوع نگاه خانواده به صمیمیت و استقلال ناشی شود. به نظر می‌رسد در برخی خانواده‌ها، صمیمیت بیش از حد می‌تواند به وابستگی عاطفی افراطی منجر شود؛ وضعیتی که فرصت تجربه تعاملات داوطلبانه و مستقل در بیرون از خانه را محدود می‌کند. در چنین شرایطی، فرد به جای یادگیری مهارت‌های اجتماعی گسترده، بیشتر در چارچوب روابط نزدیک خانوادگی باقی می‌ماند. از سوی دیگر، تأکید افراطی بر استقلال نیز ممکن است با گرایش به فردگرایی، تمرکز بر پیشرفت شخصی و فاصله‌گیری هیجانی از دیگران همراه باشد؛ رویکردهایی که با روحیه همدلی، مشارکت و مسئولیت اجتماعی در رفتارهای جامعه‌پسند ناهمخوان‌اند. در فضای رقابتی و هدف‌محور دانشگاه، این دسته

از دانشجویان ممکن است در پی اثبات توانایی‌های فردی خود باشند تا مشارکت در فعالیت‌های جمعی. این یافته را همچنین می‌توان در چارچوب نظریه یادگیری اجتماعی بندورا (۱۹۷۷) تحلیل کرد که معتقد است، یادگیری رفتارهای جامعه‌پسند از طریق مشاهده و تجربه تعاملات در محیط خانواده شکل می‌گیرد. بنابراین، اگرچه ممکن است خانواده فضایی صمیمی یا مستقل داشته باشد، اما الگوهای رفتاری جامعه‌محور به‌طور فعال در خانواده وجود نداشته باشند، که فرزندان چنین رفتارهایی را یاد بگیرند و درونی کنند.

همچنین، یافته حاضر می‌تواند بیانگر تعارض بین ارزش‌های خانوادگی و واقعیت‌های محیطی در جامعه دانشگاهی باشد. برخی دانشجویان ممکن است در خانواده‌هایی بزرگ شده باشند که رویکردهای حمایتی یا آزادی‌محور داشته‌اند، اما این رویکردها الزاماً به توسعه رفتارهای جامعه‌پسند در محیط واقعی دانشگاه منجر نشده‌اند. به‌عبارتی، تعاملات خانوادگی، زمانی به رفتارهای جامعه‌پسند منجر می‌شوند که با فرصت‌های تجربه و بازخورد مثبت اجتماعی در محیط‌های واقعی همراه باشند. این تبیین با دیدگاه کراو و کراو (۱۹۷۸) نیز همخوان است که علاقه و تعامل جامعه‌پسند را نتیجه تعامل فرد با محیطی می‌دانند که از خانواده آغاز شده، در دانشگاه ادامه یافته و در جامعه تحقق می‌یابد.

همچنین یافته‌ها نشان دادند که خودکارآمدی رابطه مستقیم و مثبتی با رفتارهای جامعه‌پسند دارد. این نتیجه با پژوهش‌های پیشین (ونتزل، ۲۰۱۴؛ صیدی، ۱۳۹۸؛ کارلو و همکاران، ۲۰۱۵؛ تابارس، ۲۰۱۹؛ چنگک و همکاران، ۲۰۲۰؛ امیت و ای وی اس، ۲۰۲۳) همسو بوده و با نظریه بندورا (۱۹۸۱) قابل تبیین است؛ براساس این نظریه، افراد با باور به توانایی‌های خود قادر به خودتنظیمی و مدیریت مؤثرتر رفتارهای خود هستند و این خودتنظیمی می‌تواند تأثیرات عمیقی بر انتخاب‌ها و انگیزش‌های اجتماعی آنان داشته باشد. در حقیقت، این باور نه تنها بر رفتار فرد در زمینه‌های شخصی و تحصیلی تأثیر می‌گذارد، بلکه تمایل او را به مشارکت فعال در رفتارهای اجتماعی و جامعه‌پسند تقویت می‌کند. در محیط‌های دانشگاهی، تأثیرات این باور به وضوح قابل مشاهده است؛ چراکه افراد با خودکارآمدی بالا، به شکلی طبیعی در فعالیت‌های گروهی مشارکت می‌کنند، به همکلاسی‌های خود کمک می‌کنند و تعاملات اجتماعی مثبت برقرار می‌سازند. این افراد خود را مسئول و قادر به انجام کارهای جمعی می‌دانند و از این رو در موقعیت‌های اجتماعی و گروهی، حضوری فعال دارند. این ویژگی نه تنها موجب تقویت روابط اجتماعی آنها می‌شود، بلکه می‌تواند به ایجاد فضایی حمایت‌گر و همبسته در محیط دانشگاهی منجر گردد.

از دیگر یافته‌های پژوهش، نقش میانجی خودکارآمدی در رابطه بین ترتیب تولد روان‌شناختی و جو خانواده با رفتارهای جامعه‌پسند بود. به بیان دیگر، ادراک فرد از جایگاهش در خانواده و کیفیت روابط خانوادگی می‌تواند از طریق ارتقا احساس خودکارآمدی، به بروز بیشتر رفتارهای جامعه‌پسند در بستر دانشگاه و در نهایت، جامعه منجر شود. این امر نشان می‌دهد که اگرچه ترتیب تولد روان‌شناختی به‌طور مستقیم رفتارهای جامعه‌پسند را تعیین نمی‌کنند اما می‌توانند از طریق تقویت باور فرد به توانمندی‌های خود نقش‌آفرینی می‌کنند. نظریه آدلر (۲۰۰۲) نیز بر تأثیر جایگاه فرزند در شکل‌گیری شخصیت و رفتار تأکید دارد؛ جایگاهی که ممکن است زمینه‌ساز رفتارهایی مانند رفتارهای جامعه‌پسند برای کسب پذیرش اجتماعی و خانوادگی شود. به‌ویژه زمانی که فرد از خودکارآمدی لازم برای انجام این رفتارها برخوردار باشد. همچنین نظریه نقش (۱۹۸۶) بیان می‌کند که هر جایگاه خانوادگی با انتظارات اجتماعی خاصی همراه است که تحقق آنها نیازمند خودکارآمدی بالا است. دیدگاه تجربه‌آموخته‌شده فرزندان (۱۹۸۵) نیز بر یادگیری مشاهده‌ای از خواهر و برادرهای بزرگ‌تر تأکید دارد، اما این یادگیری زمانی به کنش جامعه‌پسند منجر می‌شود که فرد احساس شایستگی لازم را داشته باشد. نظریه جایگاه خانوادگی (۱۹۹۷) نیز نشان می‌دهد که سبک تعامل با اعضای خانواده، بر احساس خودکارآمدی اثر می‌گذارد و در نتیجه رفتارهای جامعه‌پسند را شکل می‌دهد. همچنین، جو خانوادگی سرشار از صمیمیت می‌تواند با ایجاد حس حمایت عاطفی، خودکارآمدی فرد را تقویت کند. درعین حال، جو خانوادگی مبتنی بر استقلال، زمینه‌ساز مسئولیت‌پذیری و تجربه‌اندوزی مستقل در دانشجویان می‌شود که آن نیز بر ارتقا خودکارآمدی تأثیرگذار است. این فرایند، در نهایت موجب تسهیل رفتارهای جامعه‌پسند در محیط دانشگاهی می‌شود.

• نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش اهمیت توجه به عوامل روان‌شناختی همچون خودکارآمدی را در درک و تبیین رفتارهای جامعه‌پسند برجسته می‌سازد و نشان می‌دهد که درک فرد از جایگاه خود در خانواده و جو خانواده، به‌واسطه تأثیری که بر شکل‌گیری احساس توانمندی و

خودکارآمدی او می‌گذارد، می‌تواند در بروز رفتارهای جامعه‌پسند تاثیر گذار باشد. بنابراین از یافته‌های این پژوهش می‌توان در طراحی مداخلات آموزشی و مشاوره‌ای با هدف تقویت رفتارهای جامعه‌پسند، به‌ویژه در محیط‌های دانشگاهی، بهره برد. از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر این است که این پژوهش منحصر به دانشجویان دانشگاه گیلان است؛ بنابراین در تعمیم نتایج آن به سایر گروه‌های سنی یا دانشجویان دیگر دانشگاه‌ها باید احتیاط شود. همچنین به‌منظور سنجش متغیرهای تحقیق از ابزار خودگزارش‌دهی (پرسشنامه) استفاده شد. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، سایر متغیرهای روان‌شناختی مانند سبک‌های دلبستگی، هوش هیجانی و ... نیز به‌عنوان میانجی‌های احتمالی مورد بررسی قرار گیرند.

• تعارض منافع

نویسندگان به‌طور کامل اخلاق پژوهش و نشر اثر را رعایت کرده‌اند و منافی تجاری در این راستا ندارند. همچنین نویسندگان در قبال ارائه اثر، هیچ‌گونه وجهی دریافت نداشته‌اند.

• تشکر و قدردانی

از تمامی افرادی که امکان این پژوهش را فراهم نمودند به‌ویژه اساتید، دانشجویان و کارکنان دانشگاه گیلان صمیمانه تشکر و قدردانی به‌عمل می‌آید.

• منابع

- اسلمی، الهه؛ خانی مهرآبادی، فرزانه؛ تدین، اعظم. (۱۴۰۲). طراحی و آزمون الگویی از رابطه شخصیت با اضطراب کرونا با میانجی‌گری استرس ادراک‌شده و خودکارآمدی در نوجوانان. *مجله روان‌شناسی*، ۳ (۲۷)، ۲۹۴-۳۰۳.
- جعفری، مجید؛ آتش افروز، عسکر؛ حاجی یخچالی، علیرضا؛ جعفری، فائزه. (۱۴۰۳). آزمون مدل رابطه درگیری تحصیلی مبتنی بر عملکرد خانواده با نقش میانجی مسئولیت‌پذیری و امید تحصیلی در دانش‌آموزان دوره متوسطه اول. *مجله روان‌شناسی*، ۴ (۲۸)، ۴۷۶-۴۸۵.
- ربانی باوجدان، مژگان؛ ربانی باوجدان، مرجان؛ نیک‌آذین، امیر؛ کاویانی، ناهید؛ و خضری مقدم، انوشیروان. (۱۳۹۱). رابطه باورهای خودکارآمدی و فراشناخت با راهبردهای مقابله در مردان سوء‌مصرف‌کننده ی مواد. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*، ۶ (۳)، (پیاپی ۲۳)، ۸۵-۱۰۲.
- صفاری‌نیا، مجید؛ تدریس تبریزی، معصومه؛ محتشمی، طیبه؛ و حسن زاده، پرستو. (۱۳۹۳). تاثیر مولفه‌های شخصیت جامعه‌پسند و خودشیفتگی بر بهزیستی اجتماعی در ساکنان شهر تهران. *دانش و پژوهش در روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۳)، (پیاپی ۵۷)، ۳۵-۴۴.
- شادمانی، فرزانه. (۱۳۹۹). پیش‌بینی رضایت زناشویی براساس رضایت زناشویی والدین و سلامت خانواده پدری. *فصلنامه علمی-پژوهشی خانواده و پژوهش*، ۱۷ (۱)، ۱۶۳-۱۴۵.
- صیدی، ستاره؛ صفاری‌نیا، مجید؛ و احمدیان، حمزه. (۱۳۹۸). مدل ارتباط پرخاشگری و دیدگاه‌گیری اجتماعی با رفتار جامعه‌پسند با نقش واسطه‌ای اعتماد اجتماعی. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۹ (۳۶)، ۱-۲۰.
- صیدی، ستاره؛ و صفاری‌نیا، مجید. (۱۳۹۴). حمایت اجتماعی ادراک شده از خانواده، دوستان و معلمان و ابعاد مختلف شخصیت جامعه‌پسند. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۷ (۵)، ۱-۱۶.
- صیدی، ستاره؛ و صفاری‌نیا، مجید. (۱۳۹۴). حمایت اجتماعی ادراک شده از خانواده، دوستان و معلمان و ابعاد مختلف شخصیت جامعه‌پسند. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۷ (۵)، ۱-۱۶.
- منصوری‌امین، سرور؛ و افتخار سعادی. (۱۴۰۱). پیش‌بینی سازش‌یافتگی زناشویی براساس دلبستگی به خدا و سلامت خانواده اصلی. *نشریه روان پرستاری*، ۱۰ (۲)، ۱۱۴-۱۲۳.
- نقی‌زاده علمداری، ماهک؛ اکبری نژاد، هادی. (۱۴۰۱). اثربخشی روایت‌درمانی بر نگرانی از بدریختی بدن و خودکارآمدی ادراک‌شده دانش‌آموزان دختر مبتلا به چاقی و اضافه وزن. *مجله روان‌شناسی*، ۲۶ (۲)، ۱۸۲-۱۸۹.
- یعقوبی، ابوالقاسم و محمدی، سحر. (۱۴۰۰). اثر انگیزه تعلق بر رفتار جامعه‌پسند: نقش میانجی همدلی و خودکارآمدی. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۱ (۴۲)، ۱۷-۳۴.

- Adler, A. (1922). *The individual psychology of Alfred Adler*. New York: Harper & Row & London: Routledge & Kegan Paul.
- Adler, A. (2002). *The collected clinical works of Alfred Adler* (Vol. 1). Alfred Adler Institute.
- Akunne, L. I., Nwankwo, C. A., Etele, A. V., & Nwadinobi, V. N. (2023). Relationship between social cognition, social adjustment and pro-social behavior among undergraduates in federal universities in South-East Nigeria. *Asian Journal of Advanced Research and Reports*, 17(9), 62-68. DOI: [10.9734/ajarr/2023/v17i9520](https://doi.org/10.9734/ajarr/2023/v17i9520)
- Archana, M. K., & Fathima Jaseena, M. P. M. (2021). *Influence of home environment on prosocial behavior among undergraduate students of Malabar region* (Doctoral dissertation). Farook Training College.
- American Psychological Association. (2020). *Manage stress: Strengthen your support network*. American Psychological Association.
- Amit, K., & Madnawat, A. V. S. (2023, September). Pro-social behaviors in relation to self- efficacy and life satisfaction among college students. *International Journal for Research Publication and Seminar*, 14(4), 34-41.
- Aslan, A. (2019). Peran pola asuh orangtua di era digital. *Jurnal Studia Insania*, 7(1), 20-34. <https://doi.org/10.18592/jsi.v7i1.2269>
- Bandura, A. (1981). Self-referent thought: A developmental analysis of self-efficacy. *Social Cognitive Development: Frontiers and Possible Futures*, ed. JH Flavell, L. D. Ross, 200-39.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual review of psychology*, 52(1), 1-26. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.1>
- Bandura, A., & Walters, R. H. (1977). *Social learning theory* (Vol. 1, pp. 141-154). Englewood Cliffs, NJ: Prentice hall.
- Biddle, B. J. (1986). Recent developments in role theory. *Annual Review of Sociology*, 12(1), 67-92. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.12.080186.000435>
- Bitter, J. R. (2014). *Theory and practice of family therapy and counseling*. Brooks/Cole.
- Buckley, L., Atkins, T., Perera, W., & Waller, M. (2024). Trajectories of parental warmth and the role they play in explaining adolescent prosocial behavior. *Journal of Youth and Adolescence*, 53(3), 526-536. DOI: [10.1007/s10964-023-01887-3](https://doi.org/10.1007/s10964-023-01887-3)
- Campbell, L., White, J., & Stewart, A. (1991). The relationship of psychological birth order to actual birth order. *Individual Psychology: Journal of Adlerian Theory, Research and Practice*, 47(3), 380-391. <https://psycnet.apa.org/record/1992-12455-001>
- Carlo, G., Padilla-Walker, L. M., & Nielson, M. G. (2015). Longitudinal bidirectional relations between adolescents' sympathy and prosocial behavior. *Developmental Psychology*, 51(12), 1771. DOI: [10.1037/dev0000056](https://doi.org/10.1037/dev0000056)
- Carlson, J., Watts, R. E., & Maniacci, M. (2006). *Adlerian therapy: Theory and practice*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/11363-000>
- Cedeno, R., & Torrico, T. J. (2024). *Adlerian Therapy*. In Stat Pearls [Internet]. Stat Pearls Publishing.
- Chen, S. Y., Roller, K., & Kottman, T. (2021). Adlerian family play therapy: Healing the attachment trauma of divorce. *International Journal of Play Therapy*, 30(1), 28. DOI: [10.1037/pla0000146](https://doi.org/10.1037/pla0000146)
- Cheng, L., Ye, Y., Zhong, Z., Zhang, F., Hu, X., Cui, R., & Chen, Q. (2020). Mediating effects of general self-efficacy on the relationship between the source of meaning in life and prosocial behaviors in vocational college nursing students: A cross-sectional study. *Plos one*, 15(12), e0243796. DOI: [10.1371/journal.pone.0243796](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0243796)
- Choe, B.L. (2014). *Relationship between the psychological environment, personality, learning strategy, and learning commitment at home and school*. (Unpublished doctoral dissertation). Sookmyung Women's University, Seoul.
- Combs-Draughn, A. J. (2016). *The impact of psychological birth order on academic achievement and motivation*. Dissertations and Doctoral Studies .Walden University. USA
- Crow dan Crow, *Educational Psychology*. (New York: American Book Company, Revised Edition.1978). P 169
- Eckstein, D., Aycock, K. J., Sperber, M. A., McDonald, J., Van Wiesner III, V., Watts, R. E., & Ginsburg, P. (2010). A review of 200 birth-order studies: Lifestyle characteristics. *Journal of Individual Psychology*, 66(4).
- Eisenberg, N., Spinrad, T. L., & Knafo-Noam, A. (2015). Prosocial development. In R. M. Lerner (ed.), *Handbook of Child Psychology and Developmental Science*(184-207). New York: Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118963418.childpsy315>
- Fatima, Z., & Ashraf, M. R. (2018). Psychological birth order, self-efficacy and achievement motivation in students. *European Journal of Research in Social Sciences Vol*, 6(6).
- Ferreira, T., Cadima, J., Matias, M., Vieira, J. M., Leal, T., & Matos, P. M. (2016). Preschool children's prosocial behavior: The role of mother-child, father-child and teacher-child relationships. *Journal of Child and Family Studies*, 25, 1829-1839. <https://doi.org/10.1007/s10826-016-0369-x>
- Gençoğlu, C., & Kalkan, M. (2020). Psychological Birth Order And Optimism In High School Students. *International Online Journal of Educational Sciences*, 7(3). DOI: [10.15345/iojes.2015.03.006](https://doi.org/10.15345/iojes.2015.03.006)
- Gómez-Tabares, A. S. (2019). Prosocial behaviors and their relationship with empathy and self-efficacy for emotional regulation in adolescents disconnected from illegal armed groups. *Revista Criminalidad*, 61(3), 221-246.
- Güler, K., & Hazer, P. (2022). Relationship Between Psychological Birth Order, Social Anxiety and Childhood Trauma. *International Journal of Health Sciences*, 6, 2224-2240. DOI: [10.53730/ijhs.v6nS2.5484](https://doi.org/10.53730/ijhs.v6nS2.5484)
- Hovestadt, A. J., Anderson, W. T., Piercy, F. P., Cochran, S. W., & Fine, M. (1985). A family of origin scale. *Journal of Family Therapy*. JJ, 287-297. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1985.tb00621.x>
- Herndon, R. M. (2011). *The relationship of lifestyle and psychological birth order with career decision self-efficacy*. Georgia State University. <https://doi.org/10.57709/2147790>
- Huang, C., Li, G., Zhang, Y., Aphichathawon, N., Deng, Z., Zhang, Z., ... & Ding, J. (2024). Corrigendum: The influence of physical education courses integrated with civic education on prosocial behavior among college students: the

- chain mediating effect of cultural confidence and self-esteem. *Frontiers in Psychology*, 15, 1387282. [doi: 10.3389/fpsyg.2023.1217290](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1217290)
- Johnson-Migalski, L., Victor, C., Velez-Giraldo, A., Chaney, M., & Moise, L. P. (2020). Adler's Interview Questions: Incorporating Diversity and Sociocultural Contexts Holistically. *The Journal of Individual Psychology*, 76(1), 141-148. <https://doi.org/10.1353/jip.2020.0024>
- Jiao, H. (2023). The Effect of Siblings on the Academic Self-efficacy and Self-educational Expectations of University Students. *Lecture Notes in Education Psychology and Public Media*, 19, 165-172. <https://doi.org/10.54254/2753-7048/19/20231420>
- Kline, R. B. (2015). Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications.
- Krejcová, K., Chýlová, H., & Michálek, P. (2019). A Role of Siblings in Perception of Academic Self-Efficacy and Social Support. *Journal on Efficiency and Responsibility in Education and Science*, 12(4), 126-134. [DOI:10.7160/eriesj.2019.120403](https://doi.org/10.7160/eriesj.2019.120403)
- Li, Y., Li, Y., Chen, G., & Yang, J. (2024). Being an only child and children's prosocial behaviors: evidence from rural China and the role of parenting styles. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1), 1-14. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03078-2>
- Manning, J. (2020). A longitudinal, mixed-methods investigation of the physical, cognitive, emotional, social health outcomes and the support needs of children and their family members in the first year after a PICU discharge. [Http://Isrctn.Com/](http://Isrctn.Com/), Query date: 2024-08-17 06:10:14. <https://doi.org/10.1186/isrctn28072812>
- Minuchin, P. (1985). Families and individual development: Provocations from the field of family therapy. *Child development*, 289-302. <https://doi.org/10.2307/1129720>
- Owens, M. (2019, February 12). The Surprising Ways Your Birth Order Impacts Your Personality Type. <https://www.truity.com/blog/birth-order-and-personality-how-your-position-family-can-influence-your-traits>.
- Penner, L.A., Fritzsche, B.A., Craiger, J.P., & Freifeld, T.R. (2008). Dispositional and Structural determinants of volunteerism. *Journal of Personality and social Psychology*. 74, 525-537.
- Peguero, A. A., & Shaffer, K. A. (2015). Academic self-efficacy, dropping out, and the significance of inequality. *Sociological Spectrum*, 35(1), 46-64. [DOI:10.1080/02732173.2014.978428](https://doi.org/10.1080/02732173.2014.978428)
- Raposa, E. B., Laws, H. B., & Ansell, E. B. (2016). Prosocial behavior mitigates the negative effects of stress in everyday life. *Clinical Psychological Science*, 4(4), 691-698. [DOI: 10.1177/2167702615611073](https://doi.org/10.1177/2167702615611073)
- Sabolova, K. (2020, February 17). New study further explores birth order impact on personalities. <https://www.independent.co.uk/life-style/birth-order-personalities-study-firstborn-youngest-middle-child-a9330341.html>
- Salmon, C., Cuthbertson, A. M., & Figueredo, A. J. (2016). The relationship between birth order and prosociality: An evolutionary perspective. *Personality and Individual Differences*, 96, 18-22. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.02.066>
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized self-efficacy scale. In S. Wright, M. Johnston, & Scott, Stephen, Jacqueline Briskman, Matthew Woolgar, Sajid Humayun, and Thomas G. O'Connor. "Attachment in adolescence: Overlap with parenting and unique prediction of behavioral adjustment." *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 52, no. 10 (2011): 1052-1062.
- Schwär, G., & Mahony, A. (2012). Birth order position and prosocial tendencies. *Journal of Psychology in Africa*, 22(1), 56-60. [DOI:10.1080/14330237.2012.10874521](https://doi.org/10.1080/14330237.2012.10874521)
- Shin, H., Shin, J., Liu, P. Y., Dutton, G. R., Abood, D. A., & Ilich, J. Z. (2011). Self-efficacy improves weight loss in overweight/obese postmenopausal women during a 6-month weight loss intervention. *Nutrition Research*, 31(11), 822-828. [DOI: 10.1016/j.nutres.2011.09.022](https://doi.org/10.1016/j.nutres.2011.09.022)
- Sulloway, F. J. (1997). Born To Rebel: Birth Order, Family. *Dynamics, and Creative Lives*.
- Sultan, H., & Malik, S. (2020). Adler birth order predicts personality characteristics in young adults. *Pakistan Journal of Social and Clinical Psychology*, 18(2), 10-18.
- Syakhrani, A. W., & Aslan, A. (2024). The impact of informal family education on children's social and emotional skills. *Indonesian Journal of Education (INJOE)*, 4(2), 619-631.
- Volling, B. L., Kennedy, D. E., & Jackey, L. M. H. (2021). Sibling relationships in childhood and adolescence: A review of birth order and gender effects. *Current Opinion in Psychology*, 41, 83-88 [personalities-study-firstborn-youngest-middle-child-a9330341.html](https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.09.009)
- Wentzel, K. R. (2014). Prosocial behavior and peer relations in adolescence. *Prosocial development: A multidimensional approach*, 178, 200. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199964772.003.0009>
- Yılmaz, F., & Kıran, B. (2023). Investigation of university students' subjective social status perceptions according to family belonging, psychological birth order, and gender. *International Journal of Education Technology & Scientific Researches*, 8(23). [http://dx.doi.org/10.35826/ijetsar.631](https://dx.doi.org/10.35826/ijetsar.631)
- Zou, Y.L. (2011). A review of research on family parenting styles. *Journal of Chifeng University: Science Education Edition*, 9(1), 145-146.

نقش واسطه‌ای خود شفقت‌ورزی در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی دانش‌آموزان

Investigating the Mediating Role of Self-Cultivation in the Relationship between Cognitive Flexibility and Academic Procrastination among Students

Sedigheh Azad, MSc

Fariborz Nikdel, PhD✉

Mohammadreza Firouzi, PhD

صدیقه آزاد^۱

فریبرز نیکدل^۲

محمدرضا فیروزی^۱

Abstract

This research was conducted with the aim of identifying the mediating role of self-cultivation in the relationship between cognitive flexibility and academic procrastination. The current research was a description of the path analysis type. The statistical population of the research was all the second-grade female students of Yasuj city in the academic year of 1402-1403, and the number of 373 samples was selected according to the size of the population and in accordance with the Karjesi and Morgan table using multi-stage cluster sampling. The participants answered Solomon's academic procrastination, Dennis and Vanderwaal's cognitive flexibility, and Reyes' compassion questionnaires. In addition to descriptive statistics, Smart PLS software was used to investigate the mediating role of self-cultivation in the relationship between cognitive flexibility and procrastination. The results showed that cognitive flexibility and procrastination have a negative and significant relationship and this relationship can be mediated by self-compassion.

Keywords: Cognitive Flexibility, Procrastination, Self-Compassion.

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش واسطه‌ای خودشفقت‌ورزی در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی در دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطه دوم شهر یاسوج انجام شد. روش پژوهش توصیفی-همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری شامل ۱۰۳۰۰ دانش‌آموز بود که براساس جدول کرجسی و مورگان تعداد ۳۷۳ نفر به روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. ابزار گردآوری داده‌ها مقیاس انعطاف‌پذیری شناختی دنیس و وندروول (۲۰۱۰)، سیاهه اهمال‌کاری تحصیلی سولومون و راثبلوم (۱۹۸۴) و مقیاس خودشفقت‌ورزی نف (۲۰۰۳) بود که روایی و اعتبار آنها تأیید شد. داده‌ها با نرم‌افزار SmartPLS و SPSS تحلیل شد. یافته‌ها نشان داد بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی رابطه منفی و معنادار وجود دارد و خودشفقت‌ورزی نقش واسطه‌ای معناداری در این رابطه ایفا می‌کند. این نتایج بیانگر اهمیت توجه به آموزش مهارت‌های شناختی و هیجانی به‌ویژه خودشفقت‌ورزی در کاهش اهمال‌کاری دانش‌آموزان است. براساس این یافته‌ها، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های آموزشی مدارس با تأکید بر ارتقای انعطاف‌پذیری شناختی و پرورش خودشفقت‌ورزی طراحی و اجرا شود.

واژه‌های کلیدی: انعطاف‌پذیری شناختی، اهمال‌کاری، خودشفقت‌ورزی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۶/۲۰ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

بسیاری از دانش‌آموزان، علی‌رغم تمایل به پیشرفت تحصیلی، برخوردار از انگیزه کافی و داشتن اهداف مشخص، قادر نیستند وظایف تحصیلی خود را به‌موقع انجام دهند. یکی از موانع اساسی در این زمینه، اهمال‌کاری تحصیلی (academic procrastination) است که دستیابی موفقیت‌آمیز آنان به اهداف آموزشی را با مشکل مواجه می‌سازد (حاجی عزیزی و هو، ۲۰۱۵). این پدیده از جمله عواملی است که می‌تواند به‌طور معناداری بهزیستی، سلامت روانی و پیامدهای آموزشی دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار داده و رفاه آنان را به خطر اندازد (سونمارک و مودین، ۲۰۱۷). اهمال‌کاری تحصیلی به‌عنوان تمایل به تعویق انداختن تکالیف و وظایف مرتبط با مدرسه تعریف می‌شود؛ رفتاری شایع در میان دانش‌آموزان مقاطع مختلف تحصیلی که پیامدهایی همچون افزایش اضطراب و افت عملکرد تحصیلی را در پی دارد (والزئلا و همکاران، ۲۰۲۰). خوئی اسکویی و همکاران (۲۰۲۱) نیز اهمال‌کاری تحصیلی را به‌منزله ناتوانی در به پایان رساندن فرایندهای تحصیلی در بازه زمانی مورد انتظار تعریف کرده‌اند.

در سال‌های اخیر، شیوع اهمال‌کاری تحصیلی در میان دانش‌آموزان به‌طور چشمگیری افزایش یافته است (اسوارتدال و همکاران، ۲۰۲۰). دانش‌آموزان اهمال‌کار معمولاً در مدیریت زمان با ضعف مواجه‌اند و گرایش بیشتری به باورهای غیرمنطقی درباره مطالعه نشان می‌دهند (لیئودمیلا و همکاران، ۲۰۲۳). افزون‌بر این، تجربه اضطراب بالا از دیگر ویژگی‌های این گروه از دانش‌آموزان است (سیگدم و همکاران، ۲۰۱۸). هم‌افزایی این عوامل، یعنی ضعف در مدیریت زمان، باورهای غیرمنطقی و اضطراب، در نهایت به افت تحصیلی منجر می‌شود (اسوارتدال و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین پژوهش‌ها نشان داده‌اند که اهمال‌کاری تحصیلی با سازه‌هایی نظیر ترس از شکست (بک و همکاران، ۲۰۰۰) و ترس از ارزیابی منفی (بوی، ۲۰۰۷) ارتباط معناداری دارد.

در این راستا، گلیک و همکاران (۲۰۱۴) اهمال‌کاری را به‌عنوان نشانه‌ای از نبود انعطاف‌پذیری شناختی (cognitive flexibility) مطرح کردند و نشان دادند که فقدان انعطاف‌پذیری شناختی، حتی بیش از اضطراب، توان پیش‌بینی اهمال‌کاری را دارد. یافته‌های گانون و همکاران (۲۰۱۶) نیز این دیدگاه را تأیید کرده و بیان داشتند که سطوح پایین انعطاف‌پذیری شناختی با میزان بالاتری از اهمال‌کاری همراه است. در مجموع، این نتایج بر پیامدهای منفی اهمال‌کاری تأکید داشته و ضرورت اتخاذ راهبردهای پیشگیرانه برای کاهش آن را برجسته می‌سازد (بلا، ۲۰۲۲). پژوهش‌های داخلی نیز نشان داده‌اند که نارسایی توجه از طریق اهمال‌کاری تحصیلی با عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان ارتباط دارد (شادبافی و همکاران، ۱۴۰۳). همچنین، نتایج پژوهش سوری و همکاران (۱۴۰۱) نشان داد که اهمال‌کاری تحصیلی دانش‌آموزان دوره متوسطه با فرسودگی تحصیلی رابطه مثبت و معنادار دارد و سهم آن در مقایسه با کمال‌گرایی والدین بیشتر گزارش شده است.

انعطاف‌پذیری شناختی به توانایی فرد در سازگاری با تغییرات، چالش‌ها و موقعیت‌های گوناگون محیطی اشاره دارد و بیانگر قابلیت تغییر دیدگاه، حل مسئله و پذیرش شرایط جدید است (پان و همکاران، ۲۰۲۱). این سازه، همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد، یکی از متغیرهای مرتبط با اهمال‌کاری تحصیلی به‌شمار می‌رود (وستگیت و همکاران، ۲۰۱۷). انعطاف‌پذیری شناختی به فرد کمک می‌کند تا در صورت ناکارآمدی یک راهبرد، مسیر جایگزین مناسبی را انتخاب کند و در نتیجه، کمتر دچار اهمال‌کاری شود. شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری شناختی رابطه‌ای منفی با اهمال‌کاری تحصیلی داشته و قادر به پیش‌بینی آن است (لیو و همکاران، ۲۰۲۰). یافته‌های خان و همکاران (۲۰۲۱) نیز مؤید آن است که دانش‌آموزان برخوردار از انعطاف‌پذیری شناختی بالاتر، سطوح پایین‌تری از اهمال‌کاری را تجربه می‌کنند. در همین راستا، نتایج پژوهش عامری و نجفی (۱۴۰۳) نشان داد که انعطاف‌پذیری روان‌شناختی نقش واسطه‌ای میان متغیرهای هیجانی و رفتارهای پرخطر نوجوانان، از جمله ترک تحصیل، ایفا می‌کند. این یافته‌ها اهمیت نقش انعطاف‌پذیری را در کاهش پیامدهای منفی تحصیلی برجسته می‌سازد.

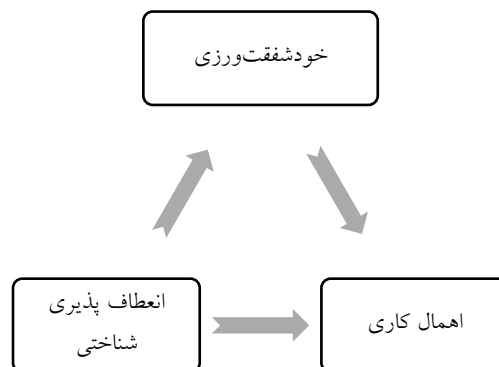
از سوی دیگر، شفقت به خود (self-compassion) به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم مرتبط با اهمال‌کاری تحصیلی مطرح شده است (حاجی عزیزی و هو، ۲۰۱۵). شفقت به خود به معنای برخورد مهربانانه، درک‌آمیز و حمایتگرانه فرد با خویشتن در مواجهه با شکست‌ها و ناملایمات است (منصوری و همکاران، ۲۰۲۲). نف (۲۰۰۳) شفقت به خود را متشکل از سه مؤلفه می‌داند: مهربانی با خود در برابر خودقضاوتی، ذهن‌آگاهی در برابر همانندسازی افراطی، و احساس اشتراکات انسانی در برابر انزوا. مطالعات متعدد نشان داده‌اند که

شفقت به خود با اهمال‌کاری تحصیلی رابطه منفی دارد (نورماواتی، ۲۰۲۳). نتایج پژوهش دمیرچی و گولر (۲۰۲۳) نیز حاکی از آن است که افراد دارای سطح بالاتری از شفقت به خود، گرایش کمتری به اهمال‌کاری نشان می‌دهند. همچنین، اتری و همکاران (۱۳۹۹) گزارش کردند که شفقت به خود به‌طور مستقیم و معنادار، اهمال‌کاری تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند. یافته‌های فتحی‌زادان و تجری (۱۴۰۰) نیز نشان داد که آموزش راهبردهای یادگیری خودتنظیم، موجب کاهش اهمال‌کاری تحصیلی و افزایش شفقت به خود می‌شود. افزون‌بر این، پژوهش‌ها شواهدی از ارتباط مؤلفه‌های شفقت به خود با اهمال‌کاری تحصیلی ارائه کرده‌اند (تقی‌زاده و همکاران، ۲۰۱۵؛ تئو و همکاران، ۲۰۲۳).

مطالعه مارتین و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد که بین انعطاف‌پذیری شناختی و شفقت به خود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در ادامه، مارشال و بروکمن (۲۰۱۶) نیز این ارتباط مثبت را تأیید کردند. هرچند برخی پژوهش‌ها مسیر این رابطه را معکوس گزارش کرده و نشان داده‌اند که آموزش شفقت به خود می‌تواند به افزایش انعطاف‌پذیری شناختی منجر شود، اما در پژوهش حاضر، با تکیه بر مبانی نظری، این فرض مطرح می‌شود که انعطاف‌پذیری شناختی می‌تواند زمینه‌ساز رشد شفقت به خود باشد (خلج‌زاده و هاشمی، ۱۳۹۸). همچنین، ویژگی‌های افراد دارای انعطاف‌پذیری شناختی بالا ممکن است در تقویت شفقت به خود نقش داشته باشد (تورامان و همکاران، ۲۰۲۰). پژوهش هاشمی‌نیک و همکاران (۱۴۰۰) نیز نشان داد که شفقت به خود در رابطه بین انعطاف‌پذیری و سبک‌های حل تعارض نقش واسطه‌ای ایفا می‌کند. علاوه بر این، نتایج پژوهش پورطالب و همکاران (۱۴۰۴) حاکی از نقش مؤثر شفقت به خود و انعطاف‌پذیری روان‌شناختی در کاهش فرسودگی تحصیلی است. یافته‌های ستاری و همکاران (۱۴۰۱) نیز نشان داد که انعطاف‌پذیری شناختی نقش معناداری در پیش‌بینی تاب‌آوری و شفقت به خود دارد؛ به‌گونه‌ای که افراد برخوردار از انعطاف‌پذیری شناختی بالاتر، در مواجهه با چالش‌های زندگی سازگارتر و نسبت به خود مهربان‌تر هستند.

با وجود تأکید گسترده پژوهش‌ها بر اهمال‌کاری تحصیلی به‌عنوان یکی از شایع‌ترین مشکلات دانش‌آموزان در دوران رشد و تصمیم‌گیری (هن، ۲۰۱۸)، این معضل همچنان در بسیاری از نظام‌های آموزشی پابرجاست (میکالوسکی و همکاران، ۲۰۱۷). اگرچه برخی پژوهش‌ها، از جمله پورطالب و همکاران (۱۴۰۴)، اهمال‌کاری تحصیلی را به‌عنوان متغیر میانجی بررسی کرده‌اند، پژوهش حاضر با رویکردی متفاوت، اهمال‌کاری تحصیلی را متغیر ملاک و شفقت به خود را متغیر میانجی در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی در نظر گرفته است. هرچند مطالعات پیشین به بررسی روابط دوتایی این متغیرها پرداخته‌اند، نقش واسطه‌ای شفقت به خود در این ارتباط کمتر مورد توجه قرار گرفته است. این خلا پژوهشی، نوآوری مطالعه حاضر را شکل می‌دهد.

براساس شواهد موجود، انعطاف‌پذیری شناختی و شفقت به خود هر دو با اهمال‌کاری تحصیلی مرتبط‌اند و انعطاف‌پذیری شناختی می‌تواند پیش‌بینی‌کننده شفقت به خود باشد. پیام اصلی پژوهش حاضر آن است که شفقت به خود، به‌عنوان یک متغیر هیجانی-روان‌شناختی، می‌تواند مسیر اثر انعطاف‌پذیری شناختی بر اهمال‌کاری تحصیلی را تبیین کند و شواهد جدیدی درباره عوامل فردی مؤثر بر اهمال‌کاری تحصیلی ارائه دهد. از این‌رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا شفقت به خود می‌تواند در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی نقش واسطه‌ای ایفا کند؟ این پرسش در قالب مدل مفهومی پژوهش (شکل ۱) مورد بررسی قرار گرفته است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

• روش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از حیث شیوه گردآوری داده‌ها، کمی و توصیفی از نوع همبستگی با رویکرد تحلیل مسیر است. جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطه دوم شهر یاسوج در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بود که براساس آمار رسمی اداره آموزش و پرورش شهرستان بویراحمد، تعداد آنان ۱۰ هزار و ۳۰۰ نفر گزارش شده است. براساس جدول کرجسی و مورگان، حجم نمونه ۳۷۳ نفر برآورد شد؛ با این حال، به‌منظور جبران ریزش احتمالی، ۴۱۰ نفر به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند. نمونه‌گیری به روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انجام شد. ابتدا شهر یاسوج به چهار منطقه جغرافیایی تقسیم گردید و دبیرستان‌های دخترانه هر منطقه شناسایی شدند. به‌منظور افزایش همگنی نمونه و کنترل متغیرهای مزاحم، مدارس خاص شامل تیزهوشان، نمونه دولتی، شبانه‌روزی و مدارس ویژه اقشار خاص از فرایند نمونه‌گیری حذف شدند. سپس از هر منطقه یک دبیرستان عادی به‌صورت تصادفی انتخاب و از هر دبیرستان چهار کلاس به‌طور تصادفی گزینش شد؛ در مجموع ۱۶ کلاس به‌عنوان واحد نمونه در نظر گرفته شد.

پس از اخذ مجوزهای لازم و هماهنگی با مدیران مدارس، فرایند گردآوری داده‌ها آغاز گردید. با رعایت اصول اخلاق پژوهش، رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان اخذ شد و به آنان اطمینان داده شد که اطلاعات به‌صورت محرمانه و ناشناس ثبت شده و مشارکت در پژوهش کاملاً داوطلبانه است. پرسشنامه‌ها به‌صورت حضوری در اختیار دانش‌آموزان قرار گرفت و پس از تکمیل، داده‌ها برای تحلیل آماری آماده‌سازی شد.

• ابزارها

الف) مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی سولومون و راث بلوم (procrastination assessment scale for student-PASS) (۱۹۸۴):

این مقیاس توسط سولومون و راث بلوم (۱۹۸۴) طراحی شده و یکی از پرکاربردترین ابزارها برای سنجش اهمال‌کاری تحصیلی است. ابزار شامل ۲۷ ماده است که سه مؤلفه «آماده شدن برای امتحانات»، «انجام تکالیف» و «انجام تکالیف پایان‌ترم» را ارزیابی می‌کند. پاسخ‌دهندگان میزان موافقت خود را با هر ماده براساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت از «هرگز (۱)» تا «همیشه (۵)» مشخص می‌کنند. در این مقیاس ماده‌های ۲، ۴، ۶، ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۱۶، ۲۱، ۲۳ و ۲۵ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. این ابزار برای نخستین بار توسط دهقانی (۱۳۸۷) در ایران استفاده شد. اعتبار آن در پژوهش نامیان و حسین‌چاری (۱۳۹۰) با آلفای کرونباخ ۰/۷۳ و روایی آن در پژوهش جوکار و دلاورپور (۱۳۸۶) از طریق تحلیل عاملی مطلوب گزارش شد. در پژوهش حاضر اعتبار مقیاس با آلفای کرونباخ ۰/۷۷ تأیید گردید.

ب) سیاهه انعطاف‌پذیری شناختی (cognitive flexibility inventory-CFI) (۲۰۱۰): این سیاهه توسط دنیس و وندروال

(۲۰۱۰) ساخته شده و شامل ۲۰ ماده است که سه جنبه «درک موقعیت‌های دشوار به‌عنوان موقعیت‌های قابل کنترل»، «تشخیص چندین تبیین جایگزین برای رویدادهای زندگی و رفتارها» و «توانایی ایجاد راه‌حل‌های جایگزین برای مشکلات» را می‌سنجد. سیاهه پاسخ‌دهی براساس طیف هفت‌درجه‌ای لیکرت از «کاملاً مخالفم (۱)» تا «کاملاً موافقم (۷)» است و نمره کل بین ۲۰ تا ۱۴۰ متغیر خواهد بود. دنیس و وندروال (۲۰۱۰) اعتبار همزمان این ابزار را با مقیاس افسردگی بک منفی و معنادار (۰/۳۹-) و روایی همگرایی آن را با مقیاس انعطاف‌پذیری شناختی مارتین و رابین مثبت و بالا (۰/۷۵) گزارش کردند. در ایران، شاره و همکاران (۲۰۱۳) اعتبار بازآزمایی ۰/۷۱ و آلفای کرونباخ کل ۰/۹۰ را گزارش نمودند. در پژوهش حاضر اعتبار ابزار با آلفای کرونباخ ۰/۸۸ به‌دست آمد.

ج) مقیاس استاندارد شفقت ورزی (self-compassion scale-short form-SCS) (۲۰۱۱): این مقیاس نخستین بار توسط

نفس (۲۰۰۳) تدوین شد و بعدها فرم کوتاه آن توسط ریس و همکاران (۲۰۱۱) ارائه گردید. نسخه کامل ابزار شامل ۲۶ ماده و فرم کوتاه آن شامل ۱۲ ماده است که هر دو نسخه در پژوهش‌های مختلف به‌کار رفته‌اند. پرسشنامه ابعاد شش‌گانه «مهربانی به خود»، «خودقضاوتی»، «اشتراک انسانی»، «انزوا»، «ذهن‌آگاهی» و «هماندسازی افراطی» را می‌سنجد. پاسخ‌دهی براساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت از «تقریباً هرگز (۱)» تا «تقریباً همیشه (۵)» است و نمره بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتر خودشفقت‌ورزی است. برخی ماده‌ها (۱، ۴، ۸، ۹، ۱۱، ۱۲) به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. در ایران، شهبازی و همکاران (۱۳۹۴) آلفای کرونباخ فرم کوتاه را برای کل مقیاس ۰/۹۱ و برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۷ تا ۰/۹۲ گزارش کردند. در پژوهش حاضر اعتبار مقیاس با آلفای کرونباخ ۰/۸۸ تأیید گردید.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزارهای Smart PLS و SPSS نسخه ۲۶ استفاده گردید. در بخش آمار توصیفی از نمودارها، جدول توزیع فراوانی، اندازه‌های گرایش به مرکز و پراکندگی بهره گرفته شد. در آزمون فرضیه‌ها از روش‌های آمار استنباطی شامل معادلات ساختاری، آزمون همبستگی پیرسون و تحلیل رگرسیون خطی و چندگانه استفاده شد تا روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به حجم پایین نمونه، ماهیت داده‌ها و نرمال نبودن برخی شاخص‌ها، از روش PLS-SEM و نرم‌افزار SmartPLS استفاده شد که برای داده‌های با این شرایط مناسب‌تر از AMOS است.

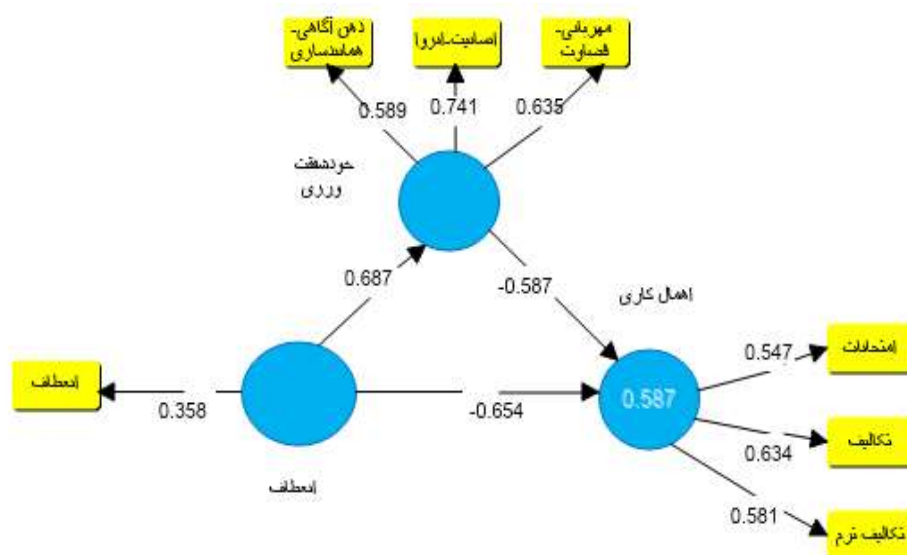
• یافته‌ها

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه پژوهش حاضر نشان داد که از میان ۳۷۳ دانش‌آموز دختر مقطع متوسطه دوم شهر یاسوج، کمترین فراوانی مربوط به پایه دوازدهم با ۲۱/۴۰ درصد بود و پس از آن پایه یازدهم با ۳۸/۳۶ درصد و پایه دهم با ۴۰/۲۴ درصد قرار داشتند. همچنین توزیع معدل دانش‌آموزان بیانگر آن بود که ۳۸/۸۷ درصد در بازه معدل ۱۸-۱۶ قرار داشتند، ۳۲/۹۸ درصد معدل زیر ۱۶ و ۲۸/۱۵ درصد معدل بالای ۱۸ داشتند. این توصیف‌ها نشان‌دهنده تنوع در وضعیت تحصیلی پاسخگویان است که می‌تواند بر تبیین یافته‌های پژوهش اثرگذار باشد.

به منظور آشنایی با متغیرها و مفاهیم اصلی تحقیق، اعم از متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق، ابتدا به بررسی توصیفی آنها پرداخته می‌شود. بدین منظور جهت سنجش و گزارش آنها از جدول فراوانی و آماره‌های گرایش به مرکز نظیر میانگین استفاده شده است. جدول (۱) توزیع نسبی متغیرهای تحقیق را نمایش می‌دهد. بدین ترتیب، میانگین متغیر انعطاف پذیری شناختی (۶۱/۳۵)، اهمال کاری تحصیلی (۶۸/۰۰) و خودشفقت‌ورزی (۴۵/۲۸) به دست آمده است. علاوه بر این، شاخص انحراف معیار جهت اندازه‌گیری مقادیر هر متغیر در اطراف میانگین ارائه شده است؛ براساس تعریف انحراف معیار، داده‌ها پراکندگی اندکی نسبت به میانگین دارند. در ستون انحراف استاندارد، با توجه به اعداد به دست آمده، داده‌ها پراکندگی کمی نسبت به میانگین دارند و اگر نمونه‌ای انتخاب شود، مقدار آن به میانگین نزدیک است. در ستون چولگی مقادیر هر یک از متغیرها نمایش داده شده است؛ با توجه به مقادیر به دست آمده، هیچ یک از اعداد، بیشتر و یا کمتر از محدوده (۲ و -۲) به دست نیامده‌اند. بنابراین توزیع داده‌ها نسبت به میانگین متقارن است؛ و در نهایت، مقادیر کشیدگی هر یک از متغیرها است، که نشانگر کشیدگی نرمال توزیع متغیرها است.

جدول ۱. توزیع نسبی متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق

متغیر	کمترین	بیشترین	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
انعطاف‌پذیری شناختی	۲۰	۱۴۰	۶۱/۳۵	۴/۵۲	۰/۷۰	۱/۷۳
اهمال کاری تحصیلی	۲۷	۱۳۵	۶۸/۰۰	۶/۲۳	-۰/۲۱	۰/۸۹
خودشفقت‌ورزی	۲۶	۱۳۰	۴۵/۲۸	۵/۲۳	-۰/۸۳	۱/۱۵

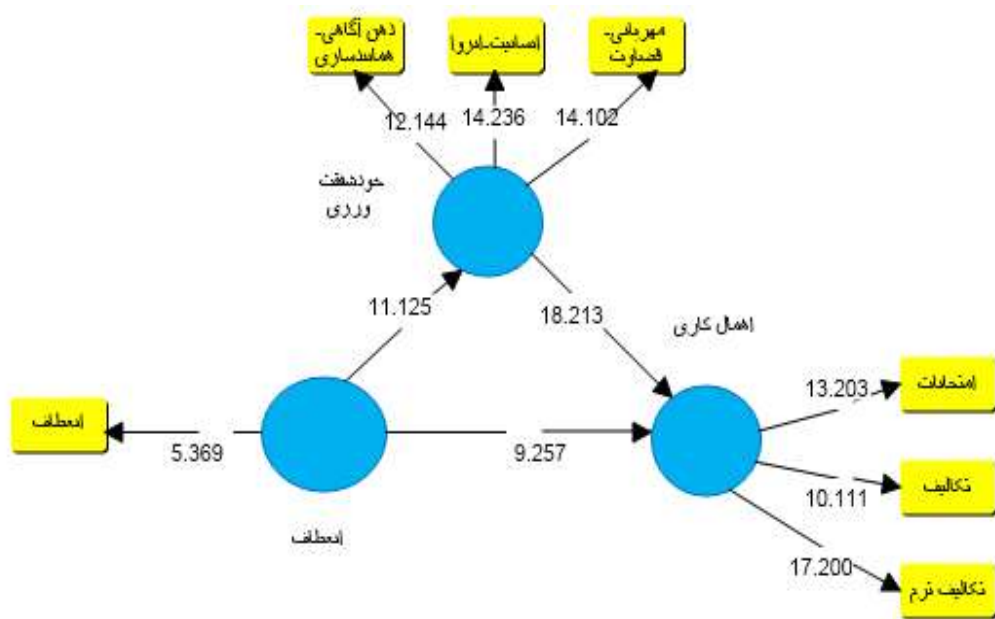


شکل ۲. آزمون مدل تحقیق در (حالت ضرایب استاندارد) براساس سوال تحقیق

شکل (۲) ضرایب مسیر استاندارد مدل را نشان می‌دهد که بیانگر شدت و جهت روابط بین متغیرها است. مقدار ملاک برای مناسب بودن ضرایب مسیر، ۰/۳ در نظر گرفته می‌شود. اعداد درج شده روی پیکان‌ها، ضرایب مسیر هستند و میزان اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته را مشخص می‌کنند؛ به گونه‌ای که هرچه مقدار ضریب بزرگ‌تر باشد، شدت رابطه قوی‌تر خواهد بود. ضریب مثبت نشان‌دهنده رابطه مستقیم و ضریب منفی بیانگر رابطه معکوس بین متغیرها است.

لازم به ذکر است که ضرایب مسیر استاندارد صرفاً شدت و جهت رابطه را نشان می‌دهند و به‌تنهایی امکان قضاوت درباره معناداری آماری روابط را فراهم نمی‌کنند؛ بررسی معناداری ضرایب در بخش آزمون ضرایب معناداری ارائه شده است. بر این اساس، اثر مستقیم انعطاف‌پذیری شناختی بر اهمال‌کاری تحصیلی برابر با ۰/۶۵- و اثر غیرمستقیم آن از طریق خودشفقت‌ورزی برابر با ۱/۲۷- به‌دست آمد. این نتایج نشان می‌دهد با ورود خودشفقت‌ورزی به‌عنوان متغیر واسطه‌ای، شدت اثر انعطاف‌پذیری شناختی بر اهمال‌کاری تحصیلی افزایش می‌یابد. همچنین حدود ۵۹ درصد از واریانس اهمال‌کاری تحصیلی توسط دو متغیر انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی تبیین می‌شود ($r^2 = 0/58$). این امر بدان معناست که با افزایش انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی، میزان اهمال‌کاری تحصیلی کاهش پیدا می‌کند.

شکل (۳)، آزمون مدل تحقیق (حالت ضرایب معناداری) را نشان می‌دهد. با استفاده از این آزمون می‌توان به معنادار بودن ارتباط بین متغیرهای تحقیق پی برد. در این حالت روابطی معنادار خواهند بود که عدد روی پیکان روابط، خارج از بازه (۱/۹۶- و ۱/۹۶) باشند. به این معنی که اگر در این آزمون عددی بین ۱/۹۶- و ۱/۹۶ باشد، رابطه آنها بی‌معنا خواهد بود و به تبع آن ضریب مسیر آن رابطه نیز بی‌معنا خواهد بود. بدین ترتیب مقدار t محاسبه شده برای ضرایب مسیر فوق بزرگتر از ۱/۹۶ است که در سطح ۰/۰۵ معنادار محسوب می‌شود. جدول (۲)، ضرایب مسیر و معناداری آنها را نشان می‌دهد. ضریب مسیر استاندارد شده رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی با واسطه خودشفقت‌ورزی، در سطح کمتر از ۰/۰۵ معنادار می‌باشد.



شکل ۳. آزمون مدل تحقیق در (حالت اعداد معنی داری) براساس سوال تحقیق

جدول ۲. ضرایب مسیر و معناداری

متغیر پیش‌بین	متغیر واسطه‌ای	متغیر ملاک	مسیر	آماره t	معناداری
انعطاف‌پذیری شناختی	-	اهمال‌کاری تحصیلی	۰/۶۵-	۹/۲۵	۰/۰۵
انعطاف‌پذیری شناختی	خود شفقت‌ورزی	اهمال‌کاری تحصیلی	۱/۲۷-	۲۹/۳۳	۰/۰۵

جدول ۳. برازش مدل

Chi-square	NFI (NFI $\geq 0/90$)	d-G (d-G $\leq 0/95$)	d-ULS (d-UIS $\geq 0/95$)	SRMR (SRMR $\geq 0/08$)	Q ²	R ²
۲۹۶/۳۶	۰/۹۶	۰/۲۵	۰/۲۹	۰/۰۵	۰/۴۸	۰/۵۸

جدول ۳ نشان می‌دهد که مقدار R2 برابر با ۰/۵۸ و مقدار Q2 که معرف تناسب پیش‌بین مدل است، برای متغیر اهمال‌کاری تحصیلی برابر ۰/۴۸ محاسبه شده است که مثبت بودن این مقدار نشان‌دهنده تناسب پیش‌بین متغیر انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی به‌عنوان متغیر واسطه‌ای است. همچنین براساس جدول فوق مشاهده می‌شود که ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده (SRMR) برابر با ۰/۰۵ به دست آمده است و شاخص برازش هنجار شده (NFI) نیز برابر با ۰/۹۶ و بزرگ‌تر از ۰/۹۰ محاسبه شده است که بیانگر برازش معتبر مدل است.

جدول ۴. نتایج آلفای کرونباخ، اعتبار و روایی همگرا

متغیر	آلفای کرونباخ (Alpha \geq 0/7)	اعتبار مرکب (Alpha \geq 0/7)	میانگین واریانس استخراج شده (AVE \leq 0/5)
انعطاف‌پذیری شناختی	۰/۸۷	۰/۸۵	۰/۸۶
اهمال‌کاری تحصیلی	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۸۲
خودشفقت‌ورزی	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۸۲

جدول ۴ نشان می‌دهد که ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اعتبار ترکیبی برای اهمال‌کاری تحصیلی به ترتیب برابر با ۰/۷۹ و ۰/۷۹ محاسبه شده است و بزرگ‌تر از ۰/۷۰ است، همچنین میانگین واریانس استخراج شده نیز برابر ۰/۸۲ محاسبه شده که بزرگ‌تر از ۰/۵۰ است. همچنین براساس جدول فوق ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اعتبار ترکیبی برای انعطاف‌پذیری شناختی به ترتیب برابر با ۰/۸۷ و ۰/۸۵ محاسبه شده است و بزرگ‌تر از ۰/۷۰ است، همچنین میانگین واریانس استخراج شده نیز برابر ۰/۸۶ محاسبه شده که بزرگ‌تر از ۰/۵۰ است. علاوه بر این، ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اعتبار ترکیبی برای خودشفقت‌ورزی به ترتیب برابر با ۰/۷۸ و ۰/۷۹ محاسبه شده است و بزرگ‌تر از ۰/۷۰ است، همچنین میانگین واریانس استخراج شده نیز برابر ۰/۸۲ محاسبه شده که بزرگ‌تر از ۰/۵۰ است. بنابراین می‌توان مناسب بودن وضعیت اعتبار و روایی همگرای مدل پژوهش را تأیید کرد.

جدول ۵. ماتریس همبستگی متغیرها

متغیر	۱	۲	۳
انعطاف‌پذیری شناختی	۰/۷۲		
اهمال‌کاری تحصیلی	-۰/۷۶	۰/۷۴	
خودشفقت‌ورزی	۰/۷۲	-۰/۷۱	۰/۶۹

جدول ۵ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، بین انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد ($r=0.72$)؛ بدین معنا که با افزایش انعطاف‌پذیری شناختی، میزان خودشفقت‌ورزی نیز افزایش می‌یابد. درمقابل، بین اهمال‌کاری تحصیلی با هر دو متغیر انعطاف‌پذیری شناختی ($r=-0.76$) و خودشفقت‌ورزی ($r=-0.71$) رابطه‌ی منفی و معنادار مشاهده می‌شود؛ به این معنا که هرچه سطح انعطاف‌پذیری و شفقت‌ورزی بالاتر باشد، تمایل به اهمال‌کاری کاهش می‌یابد. تمامی ضرایب همبستگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادارند ($p<0.01$) که نشان‌دهنده روابط خطی قوی و جهت‌دار بین متغیرها است.

• بحث

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی با نقش واسطه‌ای خودشفقت‌ورزی معنادار است؛ بنابراین فرضیه اصلی پژوهش تأیید گردید. به عبارت دیگر، دانش‌آموزانی که از انعطاف‌پذیری شناختی بالاتری برخوردارند، با تقویت خودشفقت‌ورزی کمتر دچار اهمال‌کاری تحصیلی می‌شوند.

یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج تحقیقات گلیک و همکاران (۲۰۱۴)، گانیون و همکاران (۲۰۱۶)، لیو و همکاران (۲۰۲۰) و خان و همکاران (۲۰۲۱) همسو است که تأکید کرده‌اند انعطاف‌پذیری شناختی پایین می‌تواند زمینه‌ساز اهمال‌کاری تحصیلی و ناتوانی در مدیریت زمان باشد. همچنین این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های نف (۲۰۰۳)، دمیرچی و گولر (۲۰۲۳)، نورماواتی (۲۰۲۳) و اطری و همکاران (۱۳۹۹) هم‌خوانی دارد که نشان دادند خودشفقت‌ورزی با کاهش اضطراب و خودقضاوتی، نقش مؤثری در پیشگیری از

اهمال‌کاری ایفا می‌کند. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاضر تأییدکننده مطالعات مارشال و بروکمن (۲۰۱۶)، ستاری و همکاران (۱۴۰۱) و پورطالب و همکاران (۱۴۰۴) است که بیان کرده‌اند انعطاف‌پذیری شناختی از طریق افزایش خودشفقت‌ورزی، می‌تواند به کاهش رفتارهای تحصیلی ناسازگار از جمله اهمال‌کاری بینجامد. در مجموع، نتایج نشان می‌دهد که دانش‌آموزان دارای انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی بالاتر، توانایی بیشتری در مدیریت هیجانات و انجام وظایف تحصیلی دارند و کمتر درگیر چرخه اهمال‌کاری و اضطراب می‌شوند.

از دیدگاه نظریه شناختی پیاز (۱۹۸۵)، انعطاف‌پذیری شناختی به معنای توانایی تغییر طبقه‌بندی‌ها و انتخاب راه‌حل‌های متنوع برای مواجهه با موقعیت‌های دشوار است. بنابراین دانش‌آموزانی که انعطاف‌پذیرتر هستند، کمتر در الگوهای ثابت و ناکارآمد شناختی گرفتار می‌شوند و راحت‌تر به مسیرهای جایگزین حرکت می‌کنند. نظریه‌های رفتارگرایی نیز توضیح می‌دهند که اهمال‌کاری نوعی راهبرد اجتنابی برای کاهش موقت اضطراب است (کهرامان گولر، ۲۰۲۲) که در بلندمدت پیامدهای منفی بیشتری به دنبال دارد. خودشفقت‌ورزی به‌عنوان یک عامل هیجانی، این چرخه را تعدیل می‌کند؛ زیرا فرد را قادر می‌سازد به‌جای خودسرزنشی و شرم، با مهربانی، ذهن‌آگاهی و احساس مشترک انسانی با نقص‌ها و شکست‌ها برخورد کند. در نتیجه فرد می‌تواند سریع‌تر مسیر اشتباه را اصلاح کرده و از اهمال‌کاری رهایی یابد.

یافته‌های این پژوهش تلویحات مهمی برای نظام آموزشی دارد. نخست آنکه ارتقای انعطاف‌پذیری شناختی از طریق آموزش راهبردهای شناختی و حل مسئله می‌تواند به کاهش اهمال‌کاری تحصیلی کمک کند. دوم، گنجاندن برنامه‌های آموزشی خودشفقت‌ورزی در مدارس می‌تواند به دانش‌آموزان بیاموزد که با شکست‌ها و کاستی‌های خود برخورد ملایم‌تر و سازگارانه‌تری داشته باشند. این دو عامل در کنار یکدیگر می‌توانند چرخه معیوب اهمال‌کاری و اضطراب را بشکنند و منجر به بهبود عملکرد تحصیلی، افزایش انگیزش درونی و ارتقای سلامت روانی دانش‌آموزان شوند. بنابراین توصیه می‌شود سیاست‌گذاران آموزشی و مشاوران مدارس برنامه‌های مبتنی بر انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی را به‌عنوان بخشی از مداخلات پیشگیرانه در محیط‌های آموزشی طراحی و اجرا کنند.

• نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش نشان داد که خودشفقت‌ورزی در رابطه بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی دانش‌آموزان نقش واسطه‌ای معنادار دارد. همچنین بین انعطاف‌پذیری شناختی و اهمال‌کاری تحصیلی رابطه‌ای منفی و معنادار مشاهده شد. به بیان دیگر، دانش‌آموزانی که از سطح بالاتری از انعطاف‌پذیری شناختی برخوردارند، در مواجهه با چالش‌های تحصیلی، از راهبردهای انطباقی‌تر و خودمهربانانه‌تری استفاده می‌کنند که در نهایت منجر به کاهش اهمال‌کاری تحصیلی آنان می‌شود. این نتایج بر اهمیت فرایندهای شناختی و عاطفی در تنظیم رفتارهای تحصیلی دانش‌آموزان تأکید دارد.

یافته‌های این مطالعه از منظر نظری، مدل‌های موجود در زمینه تبیین اهمال‌کاری تحصیلی را گسترش می‌دهد و نشان می‌دهد که خودشفقت‌ورزی می‌تواند به‌عنوان سازوکاری درونی، تأثیر انعطاف‌پذیری شناختی را بر رفتارهای تحصیلی تنظیم کند. از نظر عملی نیز، این پژوهش پیام روشنی برای نظام آموزشی دارد: طراحی و اجرای برنامه‌های آموزشی مبتنی بر شناخت و شفقت‌ورزی می‌تواند به دانش‌آموزان کمک کند تا در مواجهه با شکست‌ها و فشارهای تحصیلی، از خودانتقادی افراطی فاصله گرفته و با ذهنی بازتر و منعطف‌تر عمل کنند. بدین ترتیب، مداخلات مبتنی بر افزایش انعطاف‌پذیری شناختی و آموزش مهارت‌های خودشفقت‌ورزی می‌تواند به کاهش اهمال‌کاری و ارتقای بهزیستی تحصیلی دانش‌آموزان منجر شوند.

با توجه به محدودیت‌های پژوهش حاضر، از جمله مقطعی بودن طرح تحقیق، محدود بودن جامعه آماری به دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطه شهر یاسوج و بی‌توجهی به متغیرهای انگیزشی، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده با طراحی طولی و در جوامع متنوع‌تر انجام شوند تا پایداری روابط مشاهده‌شده بررسی گردد. همچنین، بررسی نقش تعدیل‌کننده عواملی همچون انگیزش تحصیلی، حمایت والدین و باورهای یادگیری می‌تواند به درک جامع‌تری از سازوکارهای مؤثر بر اهمال‌کاری تحصیلی منجر شود. از منظر سیاست‌گذاری آموزشی، پیشنهاد می‌شود مهارت‌های انعطاف‌پذیری شناختی و خودشفقت‌ورزی به‌عنوان بخشی از محتوای رسمی درس «مهارت‌های زندگی» در برنامه درسی مدارس گنجانده شود تا دانش‌آموزان از سنین پایین با راهبردهای مؤثر تنظیم شناختی و عاطفی آشنا شوند.

• تعارض منافع

این پژوهش برای نویسندگان هیچ گونه تعارض منافع نداشته و نتایج به صورت شفاف بیان شده است.

• تشکر و قدردانی

این مقاله برگرفته شده از پایان‌نامه کارشناسی ارشد است و به این وسیله از همه کسانی که در همه مراحل اجرای پژوهش یاری نمودند، سپاسگزاری می‌گردد.

• فهرست منابع

- اطهری، ز، برزگر بفرویی، ک، و زارع، م. (۱۳۹۹). بررسی نقش شفقت به خود در اهمال‌کاری تحصیلی با واسطه‌گری اجتناب تجربه‌ای در دانشجویان دانشگاه یزد. فصلنامه علمی پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی. <https://doi.org/10.30473/etl.2020.52759.3217>
- پورطالب، ن، مشفق قره‌بابا، ح، و کاردان حلویی، ژ. (۲۰۲۵). رابطه شفقت با خود و انعطاف‌پذیری روانشناختی با فرسودگی تحصیلی دانشجویان. مجله روان‌شناسی. ۲۹(۲)، ۳۴۳-۳۵۲. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.2.13.3>
- پورطالب، ن، واحدی قره‌بابا، و، نورکجوری، ف، و اکبری‌نژاد، ه. (۲۰۲۵). رابطه انگیزش یادگیری و سرزندگی تحصیلی با اضطراب امتحان دانشجویان با میانجی‌گری اهمال‌کاری تحصیلی. مجله روان‌شناسی، ۲۹(۱)، ۱۳۶-۱۴۶. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.1.3.1>
- جوکار، ب، و دلاورپور، م. آ. (۱۳۸۶). رابطه تعلل‌ورزی آموزشی با اهداف پیشرفت. اندیشه‌های نوین تربیتی. <https://doi.org/10.22051/jontoe.2007.312>
- خلج‌زاده، م، و هاشمی، ن. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش خود شفقت‌ورزی بر ادراک شایستگی و انعطاف‌پذیری روانشناختی دختران بدسرپرست. روان‌شناسی تربیتی. <https://doi.org/10.22054/jep.2020.47123.2785>
- ستاری، م، اشرفی علویچه، م، و جراح، ا. (۱۴۰۱). پیش‌بینی تاب‌آوری و شفقت به خود براساس انعطاف‌پذیری شناختی در پدران دارای کودکان با اختلال طیف اوتیسم. مطالعات ناتوانی. <http://jdisabilstud.org/article-1-2050-fa.html>
- سوری، ا، آقاییوسفی، ع، و درتاج، ف. (۱۴۰۱). تبیین پدیده فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان براساس نقش اهمال‌کاری تحصیلی و کمال‌گرایی والدین (مطالعه موردی: دانش‌آموزان دوره متوسطه شهر قم). جامعه‌شناسی آموزش و پرورش، ۱۰(۳)، ۹۸-۱۰۸. بازیابی از <https://www.iase-jm.ir/index.php/se/article/view/493>
- شادبافی، م، محمدی، ا، و زارعان، م. (۱۴۰۳). نقش واسطه‌ای اهمال‌کاری تحصیلی در رابطه بین علائم نارسایی توجه/فزون‌کنشی و ضرب‌آهنگ شناختی کند با عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان دوره متوسطه اول. برنامه درسی و آموزش یادگیرنده‌محور، ۳(۳)، بدون صفحه. <https://doi.org/10.22034/cipj.2022.53538.1067>
- عامری، ن، و نجفی، م. (۲۰۲۴). روابط ساختاری ناگویی هیجانی و گرایش به رفتارهای پرخطر در نوجوانان: نقش میانجی انعطاف‌پذیری روان‌شناختی. مجله روان‌شناسی، ۲۸(۲)، ۱۴۲-۱۵۱. <http://iranapsy.ir/Article/45546/FullText#:~:text=http%3A//iranapsy.ir/Article/45546/FullText>
- فتحی‌زادان، ا، و تجری، ط. (۱۴۰۰). اثربخشی آموزش راهبردهای یادگیری خودتنظیم بر اهمال‌کاری تحصیلی و خودشفقت‌ورزی دانش‌آموزان شرکت‌کننده در المپیاد ورزشی. مطالعات روان‌شناسی ورزشی، ۱۰(۳۷)، ۲۹-۵۲. <https://doi.org/10.22089/spysj.2020.7142.1761>
- نمیان، س، و حسینچاری، م. (۱۳۹۰). تبیین اهمال‌کاری تحصیلی دانشجویان براساس باورهای مذهبی و هسته کنترل. مطالعات روان‌شناسی تربیتی. <https://civilica.com/doc/1467169>
- هاشمی‌نیک، ا، حیدری، ح، داوودی، ح، و جعفری، ا. (۱۴۰۰). الگوی پیش‌بینی سبک‌های حل تعارض براساس ابعاد تمایز یافتگی و انعطاف‌پذیری شناختی با نقش میانجی شفقت‌ورزی به خود زوجین. تحقیقات علوم رفتاری، ۱۹(۱)، ۱۳-۲۳. <http://rbs.mui.ac.ir/article-1-965-fa.html>
- Beck, B., Koons, S., & Milgrim, D. (2000). Correlates and consequences of behavioral procrastination: The effects of academic procrastination, self-consciousness, self-esteem and self-handicapping. *Journal of Social Behavior & Personality*, 15, 3-13.

- https://www.researchgate.net/publication/232585298_Correlates_and_Consequences_of_Behavioral_Procrastination_The_Effects_of_Academic_Procrastination_Self-Consciousness_Self-Esteem_and_Self-Handicapping
- Bella, Cintia, Puspitaningrum. (2022). Self Regulated Learning, Academic Interest in Learning, and Academic Procrastination of Psychology Freshman. *International journal of research publications*, 109(1). <https://doi.org/10.47119/IJRP1001091920223888>
- Bui, N. H. (2007). Effect of evaluation threat on procrastination behavior. *The Journal of Social Psychology*, 147, 197–209. <https://doi.org/10.3200/socp.147.3.197-210>
- Cigdem, Atalayin., Murat, Balkis., Hüseyin, Tezel., Gul, Kayrak. (2018). Procrastination and predictor variables among a group of dental students in Turkey. *Psychology Health & Medicine*, 23(6):726-732. <https://doi.org/10.1080/13548506.2017.1418014>
- Dajani, D. R., & Uddin, L. Q. (2015). Demystifying cognitive flexibility: Implications for clinical and developmental neuroscience. *Trends in neurosciences*, 38(9), 571-578. <https://doi.org/10.1016/j.tins.2015.07.003>
- Demirci, Onur, Güler, Kahraman., (2023). An examination of the relationship between self-compassion, temperament types and cognitive flexibility according to deceiving tendency. *Anatolian Current Medical Journal*, 5(2):168-176. <https://doi.org/10.38053/acmj.1252898>
- Dennis JP, Vander Wal JS. (2010). The cognitive flexibility inventory: Instrument development and estimates of reliability and validity. *Cogn Ther Res*; 34(3):241-53. <https://doi.org/10.1007/s10608-009-9276-4>
- Effat, S., Elshahawi, H., Refaat, G., Rabie, M., Nasr, A., & Elrassas, H. (2022). Adult attention-deficit hyperactivity disorder among patients with substance use disorders. *Middle East Current Psychiatry*, 29(1). <https://doi.org/10.1186/s43045-022-00249-2>
- Elices, M., Carmona, C., Pascual, J. C., Feliu-Soler, A., Martin-Blanco, A., & Soler, J. (2017). Compassion and self-compassion: Construct and measurement. *Mindfulness & Compassion*, 2(1), 34-40. <https://doi.org/10.1016/j.mincom.2016.11.003>
- Gagnon, J., Dionne, F., & Pychyl, T. A. (2016). Committed action: An initial study on its association to procrastination in academic settings. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(2), 97–102. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.04.002>
- Glick, D. M., Millstein, D. J., & Orsillo, S. M. (2014). A preliminary investigation of the role of psychological inflexibility in academic procrastination. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3, 81–88. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.04.002>
- Hajiazizi, A., & Ho, R. (2015). The relationship between self-compassion and academic procrastination being mediated by Shame and Anxiety. *The International Journal of Indian Psychology*, Forthcoming. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2703405#paper-references-widget
- Hen, M. (2018). Academic procrastination and feelings toward procrastination in LD and non-LD students: Preliminary insights for future intervention. *Journal of prevention & intervention in the community*, 46(2), 199-212. <https://doi.org/10.1080/10852352.2016.1198173>
- Khan, I., Schommer-Aikins, M., & Saeed, N. (2021). Cognitive Flexibility, Procrastination, and Need for Closure Predict Online Self-Directed Learning Among Pakistani Virtual University Students. *International Journal of Distance Education and E-Learning*, 6(2), 31-41. <https://doi.org/10.36261/ijdeel.v6i2.1860>
- Khooei-Oskooei, S., Ahangari, S., & Seifoori, Z. (2021). Procrastination in Language Learning Process: A Constructive Strategy or Merely a Destructive Time Loss?. *Journal of Applied Linguistics and Applied Literature: Dynamics and Advances*, 9(1), 243-259. <https://doi.org/10.22049/JALDA.2021.26939.1202>
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Batts Allen, A., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(5), 887–904. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.5.887>
- Liu, G., Cheng, G., Hu, J., Pan, Y., & Zhao, S. (2020). Academic Self-Efficacy and Postgraduate Procrastination: A Moderated Mediation Model. *Frontiers in psychology*, 11, 1752. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01752>
- Lyudmila, M., Gubaidulina., Anastasia, A., Kachina., Valentina, V., Barabanshchikova. (2023). Psychological predictors of procrastination among psychology students. *National psychological journal*, 48(4):91-101. https://www.researchgate.net/publication/370248533_Psychological_predictors_of_procrastination_among_psychology_students/citation/download?tp=eyJjb250ZXh0Ijp7InBhZ2UiOiJwdWJsaWNhdGlvbiIsInByZXZpb3VzUGFnZSI6bnVsbH19
- Mansouri, K., Ashouri, A., Gharaei, B., & Farahani, H. (2022). The Mediating Role of Fear of Failure, Self-Compassion and In-tolerance of Uncertainty in the Relationship Between Academic Procrastination and Perfectionism. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 28(1), 34-47. <https://doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.3706.1>
- Marshall, E. J., & Brockman, R. N. (2016). The Relationships Between Psychological Flexibility, Self-Compassion, and Emotional Well-Being. *Journal of cognitive psychotherapy*, 30(1), 60–72. <https://doi.org/10.1891/0889-8391.30.1.60>

- Martin, M. M., Staggers, S. M., & Anderson, C. M. (2011). The relationships between cognitive flexibility with dogmatism, intellectual flexibility, preference for consistency, and self-compassion. *Communication Research Reports*, 28(3), 275-280. <https://doi.org/10.1080/08824096.2011.587555>
- Michalowski, A., Siemann-Herzberg, M., & Takors, R. (2017). Escherichia coli HGT: engineered for high glucose throughput even under slowly growing or resting conditions. *Metabolic engineering*, 40, 93-103. <https://doi.org/10.1016/j.ymben.2017.01.005>
- Neff, K. D. (2003). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2, 85-101. <https://doi.org/10.1080/15298860309032>
- Nurmawati, Nurmawati. (2023). The Relationship between Self-Management and Student Academic Procrastination. *Jurnal Neo Konseling*, 5(2):90-90. <https://doi.org/10.24036/00751kons2023>
- Phan, H. P., & Ngu, B. H. (2021). A Perceived Zone of Certainty and Uncertainty: Propositions for Research Development. *Frontiers in psychology*, 12, 666274. [doi: 10.3389/fpsyg.2021.666274](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.666274)
- Piaget, J. (1985). The equilibration of cognitive structures: The central problem of intellectual development. (T. Brown & K. J. Thampy, Trans.). University of Chicago Press. (Original work published 1975) <https://www.scirp.org/reference/index>
- Shareh H, Farmani A, Soltani E. Investigating the Reliability and Validity of the Cognitive Flexibility Inventory (CFI-I) among Iranian University Students. *PCP* 2014; 2 (1) :43-50 <http://jpcp.uswr.ac.ir/article-1-163-en.html>
- Sonmark, K., & Modin, B. (2017). Psychosocial work environment in school and students' somatic health complaints: an analysis of buffering resources. *Scandinavian Journal of Public Health*, 45, 64-72. <https://doi.org/10.1177/1403494816677116>
- Svartdal, F., Dahl, T. I., Gamst-Klaussen, T., Koppenborg, M., & Klingsieck, K. B. (2020). How Study Environments Foster Academic Procrastination: Overview and Recommendations. *Frontiers in psychology*, 11, 540910. https://www.citefast.com/?s=APA7#_Journal:~:text=https%3A//doi.org/10.3389/fpsyg.2020.540910
- Taghizadeh, F., & Yazdani Cherati, J. (2015). Procrastination and Self-Efficacy Among Intravenous Drug Users on a Methadone Maintenance Program in Sari City, Iran, 2013. *Iranian journal of psychiatry and behavioral sciences*, 9(4), e3738. <https://doi.org/10.17795/ijpbs-3738>
- Taghizadeh, N., Davidson, A., Williams, K., & Story, D. (2015). Autism spectrum disorder (ASD) and its perioperative management. *Pediatric Anesthesia*, 25(11), 1076-1084. <https://doi.org/10.1111/pan.12732>
- Teoh, A. N., & Wong, J. W. K. (2023). Mindfulness is Associated with Better Sleep Quality in Young Adults by Reducing Boredom and Bedtime Procrastination. *Behavioral sleep medicine*, 21(1), 61-71. <https://doi.org/10.1080/15402002.2022.2035729>
- Toraman, Ç., Özdemir, H. F., Koşan, A. M., & Orakçı, Ş. (2020). Relationships between cognitive flexibility, perceived quality of faculty life, learning approaches, and academic achievement. *International Journal of Instruction*, 13(1), 85-100. <https://doi.org/10.29333/iji.2020.1316a>
- Uddin, L. Q. (2021). Cognitive and behavioural flexibility: neural mechanisms and clinical considerations. *Nature Reviews Neuroscience*, 22(3), 167-179. <https://doi.org/10.1038/s41583-021-00428-w>
- Valenzuela, R., Codina, N., Castillo, I., & Pestana, J. V. (2020). Young University Students' Academic Self-Regulation Profiles and Their Associated Procrastination: Autonomous Functioning Requires Self-Regulated Operations. *Frontiers in psychology*, 11, 354. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00354>
- Waring, S. V., & Kelly, A. C. (2019). Trait self-compassion predicts different responses to failure depending on the interpersonal context. *Personality and Individual Differences*, 143, 47-54. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.01.043>
- Westgate, E. C., Wormington, S. V., Oleson, K. C., & Lindgren, K. P. (2017). Productive procrastination: academic procrastination style predicts academic and alcohol outcomes. *Journal of applied social psychology*, 47(3), 124-135. <https://doi.org/10.1111/jasp.12417>
- Zentall, T. R. (2021). Basic behavioral processes involved in procrastination. *Frontiers in Psychology*, 12, 769928. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.769928>

پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته

Prediction of Marital Frustration based on the Quality of Relationships and Cognitive Distortions with the Mediation of Forgiveness in Women with Distressed Family Relationships

Esmail Sadipour, PhD

Nahid Meraji, PhD[✉]

Aylin Nouri, MSc

Hesam Vaseghi, MSc

اسماعیل سعدی پور^۱

ناهید معراجی^۲

آیلین نوری^۳

حسام واثقی^۴

Abstract

This research was conducted with the aim of predicting marital frustration based on the quality of relationships and cognitive distortions with the mediation of forgiveness in women with distressed family relationships. The descriptive research method was correlation type with path analysis. The statistical population included all women with distressed family relationships who referred to counseling and psychotherapy centers in Tehran (Districts 15 and 14) in the first half of 2024, 172 of whom were selected by convenience sampling and the Marital Forgiveness Questionnaire (MFQ) (Rye et al, 2001), Marital Disillusionment Scale (MDC) (Niehuis & Bartell, 2006), Relationship Quality Scale (RQ) (Chonody et al., 2018), and Interpersonal Cognitive Distortions Scale (ICDS) (Hamamci & Buyukozturk, 2004) answered. Path analysis was used to analyze the data with LISREL software version 8.8. Based on the findings, marital frustration had a significant relationship with relationship quality ($r = -0.422$), cognitive distortions ($r = 0.491$) and forgiveness ($r = -0.363$) ($p < 0.01$). Also, forgiveness in the relationship between relationship quality and marital frustration with standard effect (0.07) and path coefficient (-0.34) and in the relationship between cognitive distortions and marital frustration with standard effect (0.06) and coefficient Path (0.29) had a significant indirect effect ($p < 0.01$). It can be concluded that the research model has a good fit. Therefore, special attention and importance should be given to the variables of relationship quality, cognitive distortions, and forgiveness; because by knowing these factors, an important step can be taken to reduce distressed family relationships.

Keywords: Marital Frustration, Quality of Relationships, Cognitive Distortions, Forgiveness, Distressed Family Relationships.

چکیده

این پژوهش با هدف پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته انجام شد. روش پژوهش توصیفی از نوع همبستگی با تحلیل مسیر بود. جامعه آماری شامل تمامی زنان دارای روابط خانوادگی آشفته مراجعه کننده به مراکز مشاوره و روان‌درمانی شهر تهران (مناطق ۱۵ و ۱۴) در نیمه اول سال ۱۴۰۳ بودند که تعداد ۱۷۲ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و به پرسشنامه بخشش زناشویی (MFQ) (ری و همکاران، ۲۰۰۱)، مقیاس سرخوردگی زناشویی (MDC) (نیهویس و بارتل، ۲۰۰۶)، کیفیت روابط (RQ) (چاندی و همکاران، ۲۰۱۸) و تحریف‌های شناختی بین فردی (ICDS) (حامام‌سی و بویوک اوزتورک، ۲۰۰۴) پاسخ دادند. برای تحلیل داده‌ها از روش تحلیل مسیر با نرم افزار لیزرل نسخه ۸/۸ استفاده شد. براساس یافته‌ها سرخوردگی زناشویی با کیفیت روابط ($r = -0.422$)، تحریف‌های شناختی ($r = 0.491$) و بخشش ($r = -0.363$) ($p < 0.01$) رابطه معناداری داشت ($p < 0.01$). همچنین بخشش در رابطه بین کیفیت روابط و سرخوردگی زناشویی با اثر استاندارد (0.07) و ضریب مسیر (-0.34) و در رابطه بین تحریف‌های شناختی و سرخوردگی زناشویی با اثر استاندارد (0.06) و ضریب مسیر (0.29) اثر غیرمستقیم معنادار داشت ($p < 0.01$). می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش از برازش مطلوب برخوردار است. از این رو، باید به متغیرهای کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی و بخشش توجه و اهمیت ویژه‌ای شود؛ زیرا با شناخت این عوامل می‌توان گام مهمی در جهت کاهش روابط خانوادگی آشفته برداشته شود.

واژه‌های کلیدی: سرخوردگی زناشویی، کیفیت روابط، تحریف‌های شناختی، بخشش، روابط خانوادگی آشفته.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۶/۲۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

۱. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. گروه روان‌شناسی تربیتی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.

۴. گروه روان‌شناسی تربیتی، واحد اردبیل، دانشگاه آزاد اسلامی، اردبیل، ایران.

● مقدمه

ازدواج به‌عنوان عالی‌ترین رسم اجتماعی برای دستیابی به نیازهای عاطفی افراد همواره مورد تأیید بوده و از مهمترین شاخص‌های تحرک اجتماعی در هر جامعه است (جعفرزاده‌داشبلاغ و همکاران، ۱۴۰۲). با این وجود، این پیوند همواره موجب افزایش شادی و خشنودی نبوده و با مشکلاتی همراه است. به‌طوری‌که در دهه‌های جدید به شدت شاهد افزایش مشکلات زناشویی هستیم (دیلون و همکاران، ۲۰۲۲؛ جوشیا و هتیه، ۲۰۲۲). هنگامی که زندگی زناشویی آن‌گونه که افراد توقع دارند، پیش نمی‌رود، اکثر زوج‌ها به حالتی از ناباوری می‌رسند. لذا پس از شروع یک ازدواج پر از عشق، امید و توجه، بیگانگی و اختلاف شروع می‌شود (دلشاد و همکاران، ۲۰۲۳). در واقع بسیاری از روابط زناشویی امروزه، رو به آشفتگی دارد؛ به‌طوری‌که در این راستا شواهد پژوهشی حاکی از نرخ شیوع ۱۵ تا ۲۰ درصدی آشفتگی روابط زوجی در جوامع مختلف است (اسماعیلی و همکاران، ۲۰۲۰). ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی، آشفتگی رابطه زوجی را تحت عنوان اختلال کارکرد در حوزه‌های رفتاری (مانند دشواری در حل تعارض)، شناختی (مانند انتساب مژمن اسنادهای منفی به همسر) و هیجانی (مانند بی‌تفاوتی و یا خشم نسبت به شریک) تعریف می‌کند (رضاعی و همکاران، ۱۴۰۰). وجود آشفتگی خانوادگی همواره تهدیدی برای کاهش رضایت زناشویی است و می‌تواند منجر به سرخوردگی زناشویی (marital disaffection) شود. سرخوردگی به معنای جایگزین شدن عواطف خنثی به‌جای عواطف مثبت است (کیم و کناو، ۲۰۲۲). فرض می‌شود زمانی سرخوردگی اتفاق می‌افتد، که مجموعه‌ای احساسات و عواطف مثبت در شروع رابطه وجود داشته است؛ زوجین سرخورده احساس عشق و علاقه نسبت به همدیگر داشته‌اند، اما این احساس مدت‌ها است که مرده است. مفهوم سرخوردگی به‌طور خاص به حالت عاطفی ازدواج (احساس علاقه، توجه و عاطفه نسبت به همسر) اشاره می‌کند، نه به رفتارهای واقعی همسر (نجایتیان و همکاران، ۲۰۲۱). زوجین ممکن است در میزان سرخوردگی زناشویی شان متفاوت از یکدیگر باشند. در بعضی موارد دوطرف سرخوردگی را تجربه می‌کنند، درحالی‌که در موارد دیگر سرخوردگی تنها در مورد یک فرد است، درحالی‌که طرف مقابل علاقه‌مند به اوست. در یک ازدواج سرخورده احساسات منفی مانند آسیب و خشم رو به افزایش است تا این‌که به یک حالت سردی منجر می‌شود (بهمنی و همکاران، ۱۳۹۶). براساس نتایج مطالعاتی سرخوردگی زناشویی تحت تأثیر عوامل مختلفی همچون تعادل هیجانی، شبکه مجازی (آصفی‌فر و همکاران، ۲۰۲۲؛ حسینی‌قیداری و همکاران، ۲۰۲۲)، طرحواره‌های ناسازگار اولیه، بهزیستی ذهنی (معصوم‌زاده و همکاران، ۱۴۰۲) می‌تواند تغییر کند، در این میان کیفیت روابط زناشویی (کرنر و اسکوتز، ۲۰۲۱) و تحریف‌های شناختی گزر و اوزکامالی (۲۰۲۳) نیز متغیرهای تأثیرگذار در سرخوردگی زناشویی هستند که می‌توانند باعث افزایش میزان سرخوردگی زناشویی در بین زوجین شوند.

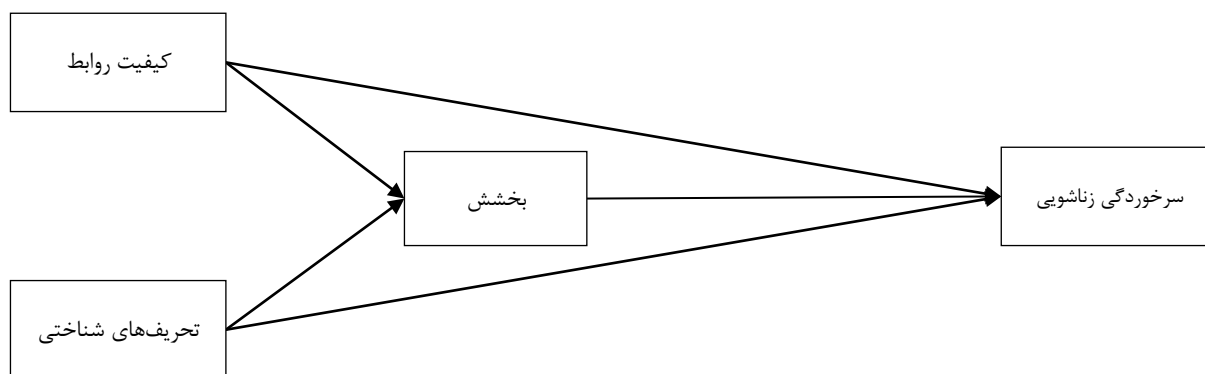
یکی از مدل‌های روان‌شناختی که اخیراً در تبیین مشکلات خانوادگی مطرح شده و به‌واسطه مبنای نظری و پشتوانه تجربی قوی آن مورد توجه قرار گرفته، مدل شناختی است. مطابق با این مدل، افکار غیرمنطقی و تحریف‌های شناختی (distortions cognitive) عوامل مهم در ایجاد و تداوم رفتارهای پاتولوژیک مانند مشکلات شخصیتی، مشکلات ارتباطی و سایر هستند (غائبی‌پناه و کشاورزی، ۱۳۹۹). تحریف‌های شناختی زمانی ظاهر می‌شود که پردازش اطلاعات غلط یا غیر مؤثر است. به‌عبارتی دیگر گاهی تجزیه و تحلیل اطلاعات در ذهن افراد تحریف می‌شود. این نوع تحریف‌ها که خطاها و تحریف‌های شناختی نامیده می‌شوند، به اشکال گوناگونی ظاهر می‌گردند. این تحریف‌ها اگر متناوب و به دفعات رخ دهند، می‌توانند منجر به مشکلات روان‌شناختی و ناراحتی‌های بین فردی شود (هوگان و همکاران، ۲۰۲۳). در این راستا نتایج مطالعات صورت گرفته حاکی از نقش تحریف‌های شناختی بر روابط زناشویی است. چنانچه تحقیق عبدالپور و همکاران (۱۴۰۲) نشان‌دهنده همبستگی منفی و معنادار بین تحریف‌های شناختی و رضایت زناشویی است. مهربویا و همکاران (۲۰۲۲) نیز در نتایج مطالعه خود به ارتباط منفی بین تحریف‌های شناختی و الگوهای ارتباطی در زوجین اشاره کرده‌اند. در این میان تقویت بخشش در بین زوجین می‌تواند از عوارض و پیامدهای تأثیر تحریف‌های شناختی بر سرخوردگی زناشویی به‌طور چشمگیری بکاهد، چرا که بخشش زوجین در گام نخست باعث می‌شود تا افکاری که نگرش فرد به خود، زندگی، موقعیت‌های خاص، روابط و سایر افراد را منفی کنند، تلطیف شود و تأثیر این افکار بر احساس و رفتار زوجین تقویت شود (شیمشک و همکاران،

۲۰۲۱). از سوی دیگر توسعه شاخص‌های بخشش باعث می‌شود تا الگوهای ذهنی و شناختی منفی که باعث می‌شود تا فرد دچار دلزدگی و سرخوردگی در روابط شود کاهش یابد (بایسن و اسمیت، ۲۰۲۲).

کاسپ-برگس و همکاران (۲۰۲۳) با استناد به عوامل مؤثر بر زندگی زناشویی، معتقدند فقدان عشق و روابط صمیمانه اگرچه موجب زوال خانواده نمی‌شود، اما برای سعادت خانوادگی امری ضروری است. از این رو است که همزیستی و روابط بدون مهر و محبت زوجین، به دشواری‌ها، اختلال در ارتباطات و در نهایت تزلزل در بنای خانه می‌انجامد. لذا نحوه و کیفیت روابط (quality of the relationship) زوجین امری مهم است. بسیاری از روان‌شناسان و خانواده‌درمانگران کیفیت روابط بین زوجین را مهمترین عامل در رضایت و کیفیت زناشویی می‌دانند (کاوه فارسانی و همکاران، ۱۴۰۲). کیفیت روابط عبارت است از یک سازه سطح بالا و متشکل از چندین بعد متمایز، ولی به هم مرتبط است. کیفیت روابط معمولاً اعتماد، رضایت‌مندی و تعهد را شامل می‌شود. کیفیت روابط از این رو بسیار اهمیت دارد که می‌تواند بر سلامت جسمی و روان‌شناختی اثرگذار باشد (فروزانی و همکاران، ۲۰۲۴). در این خصوص گیرما شیفاو (۲۰۲۳) در مطالعه خود دریافت که کیفیت روابط زناشویی، رابطه بین حل تعارض زناشویی و رضایت زناشویی را تعدیل می‌کند. همچنین مطالعه کروک (۲۰۱۷) نشان داد که روابط زناشویی با صمیمیت و بهزیستی روان‌شناختی زوجین رابطه مثبت و معنادار دارد.

به‌علاوه، روابط بین‌فردی در معرض آسیب‌ها و تهدیدهای متعددی است. برخی از زوج‌ها ممکن است به این گونه آسیب‌ها و تهدیدها از طریق انتقام و اجتناب از خود واکنش نشان دهند که تأثیر نامطلوبی بر روابط آنها خواهد گذاشت. به‌عنوان مثال، احساس انتقام می‌تواند منجر به انتقام متقابل شود، در نتیجه یک چرخه معیوب از انتقام و انتقام متقابل ایجاد می‌کند که روابط بین‌فردی از جمله روابط زناشویی را تهدید می‌کند (علیپور و همکاران، ۲۰۲۰). یکی از راه‌های مقابله با این گونه آسیب‌ها و پیامدهای منفی آن، بخشش است که مستلزم رفع خشم و خصومت مکرر، بی‌میلی به انتقام‌جویی و تقویت حس ترحم، شفقت، همدردی و همدلی است (بهرنگ و همکاران، ۲۰۲۲). ورثینگتون و ساندریچ (۲۰۱۵) بخشش را به‌عنوان تغییر مثبت در نیت فرد نسبت به متخلف و جایگزینی احساسات منفی با احساسات مثبت تعریف کرد. این فرآیند ممکن است شامل حذف انتقام و اجتنابی باشد که در یک رابطه نزدیک توهین‌آمیز رخ می‌دهد و همچنین برای بازگرداندن نزدیکی و تعهد رابطه‌ای اتفاق بیفتد. بخشش یک استراتژی برای جلوگیری یا کنترل احساسات منفی مانند خشم و عصبانیت در طول چنین مشکلاتی است که به‌طور بالقوه می‌تواند روابط را مختل کند (ورثینگتون و ساندریچ، ۲۰۱۵).

هنگامی که مشکلاتی در ازدواج رخ می‌دهد، بخشش (forgiveness) می‌تواند مکانیسم مهمی برای بازگرداندن تعادل و ثبات باشد. بخشش می‌تواند مزایای مهمی برای سلامتی و بهزیستی افراد و همچنین کیفیت روابط داشته باشد (خرم‌آبادی و طهماسبی، ۱۴۰۳). بخشش اساس یک ازدواج موفق و عنصر مهمی در روند بهبود روابط پس از هر مشکل یا آسیب است و می‌تواند به‌طور مؤثر روابط زناشویی را تقویت کند و بر سلامت همسران تأثیر مثبت بگذارد. در واقع رفتارهای بخشودگی می‌تواند با ایجاد تغییرات مثبت در پویایی‌های روابط زناشویی، امکان رشد روابط در زندگی زناشویی را فراهم کند (صفری و همکاران، ۲۰۲۳؛ ولی‌شیخ‌زاده، ۲۰۲۴). نتایج مطالعات چندی بر نقش بخشش در کاهش تعارضات زناشویی و افزایش روابط زناشویی اشاره کرده‌اند (زارعی و همکاران، ۲۰۲۰؛ ساهان، ۲۰۲۱؛ دیلو و دنیز، ۲۰۲۲). با توجه به روزافزونی مشکلات زناشویی و به تبع آن افزایش سرخوردگی زناشویی که کاهش عشق و علاقه و افزایش تعارضات زوجین را به دنبال دارد، بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر این متغیر بسیار مهم و دارای اهمیت است. همچنین با شناسایی عوامل مؤثر علاوه بر ارائه راهکارهای به‌منظور کاهش سرخوردگی زناشویی، می‌توان از تبعات منفی آن مانند طلاق، پیشگیری کرد. افزون‌بر این، مطالعات اندکی در خصوص نقش میانجی متغیر بخشش با سرخوردگی زناشویی و کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی، صورت گرفته و خلا پژوهشی در این راستا مشهود است. لذا انجام این پژوهش می‌تواند زمینه‌ای برای روان‌شناسان و روان‌درمانگران در خصوص کار روی متغیر بخشش در بین زوجین دارای سرخوردگی زناشویی و روابط خانوادگی آشفته فراهم نماید. نظر به آنچه بیان شد، پژوهش حاضر به شناخت پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته می‌پردازد که برای بررسی آن، مدل پیشنهادی اولیه به صورت مندرج در شکل ۱ ترسیم شد:



شکل ۱. مدل پیشنهادی

• روش

روش پژوهش حاضر توصیفی-همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری شامل کلیه زنان دارای روابط خانوادگی آشفته مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره و روان‌درمانی مناطق ۱۴ و ۱۵ شهر تهران در نیمه اول سال ۱۴۰۳ بود. تعیین حجم نمونه براساس ملاک کلاین (۲۰۱۹) انجام شد که برای تحلیل مسیر، تعداد نمونه را ۲/۵ تا ۵ برابر تعداد متغیرهای مشاهده‌پذیر پیشنهاد می‌کند. با توجه به ۴۹ ماده پرسشنامه‌ها و در نظر گرفتن نسبت ۳/۵، حجم نمونه ۱۷۵ نفر تعیین شد که پس از حذف ۳ پرسشنامه ناقص، داده‌های ۱۷۲ نفر مورد تحلیل قرار گرفت. نمونه‌گیری به صورت هدف‌مند و با همکاری مشاوران و روان‌درمانگران مراکز انجام شد. ملاک‌های ورود شامل حداقل دو سال ازدواج، حداقل سواد ابتدایی، مراجعه به مراکز به دلیل مشکلات خانوادگی و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. ملاک‌های خروج شامل وجود اختلال‌های روان‌شناختی حاد یا بیماری‌های جسمانی صعب‌العلاج، براساس خوداظهاری یا نظر درمانگر، در نظر گرفته شد.

ملاحظات اخلاقی شامل محرمانه‌بودن اطلاعات، اختیار شرکت‌کنندگان در انصراف از پژوهش و ارائه توضیحات لازم درباره اهداف مطالعه رعایت گردید. پس از تکمیل پرسشنامه‌ها، داده‌ها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر در نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۲ و LISREL نسخه ۸/۸ تحلیل شد.

• ابزارها

الف) **مقیاس سرخوردگی زناشویی (marital disillusionment scale-MDC)**: این مقیاس توسط نیهویس و بارتل (۲۰۰۶) به منظور بررسی میزان سرخوردگی زناشویی زوجین طراحی شده است. این مقیاس دارای ۱۶ ماده بوده که در یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای (کاملاً مخالف=۱، تا حدودی مخالف=۲، مخالف=۳، نه موافق و نه مخالف=۴، موافق=۵، تا حدی موافق=۶، کاملاً موافق=۷) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمره بین ۱۶ تا ۱۱۲ است. هرچه نمره بالاتر باشد، نشان‌دهنده سرخوردگی زناشویی بالا است (نیهویس و بارتل، ۲۰۰۶). در پژوهش نیهویس و بارتل (۲۰۰۶) مقیاس مورد نظر همسانی درونی بالایی نشان داد. مقدار اعتبار این مقیاس توسط آنها با استفاده از آلفای کرونباخ برابر ۰/۹۶ به دست آمد. همچنین روایی سازه‌ای (۰/۷۳۴) این مقیاس مورد تأیید بود (نیهویس و بارتل، ۲۰۰۶). این مقیاس در ایران توسط سیدعلی‌تبار و همکاران (۱۳۹۴) مورد هنجاریابی قرار گرفت. براساس نتایج ساختار عاملی سرخوردگی زناشویی با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و ضریب بازآزمایی آن بعد از ۳ هفته ۰/۸۵ به دست آمد. بررسی ضرایب همبستگی نشان داد که مقیاس سرخوردگی زناشویی با مقیاس نگرش به روابط فرازناشویی ($P < 0/01$) و خرده‌مقیاس‌های اجتناب یا رنجش ($P < 0/01$)، دل‌بستگی اجتنابی ($P < 0/01$) و دوسوگرا ($P < 0/01$) همبستگی مثبت معناداری داشت که بیانگر روایی همگرا و همبستگی منفی معنادار با مقیاس رضایت زناشویی کانزاس ($P < 0/01$) و خرده‌مقیاس بخشندگی ($P < 0/01$) داشت که نشان‌دهنده روایی واگرایی آن بود (سیدعلی‌تبار و همکاران، ۱۳۹۴). در این پژوهش آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۷۶ به دست آمد.

ب) مقیاس کیفیت روابط (relationship quality scale-RQ): یکی از بهترین ابزارهایی که برای سنجش کیفیت روابط بین زوجین ساخته شده است، مقیاس کیفیت روابط است. این مقیاس توسط چاندی و همکاران (۲۰۱۸) طراحی شده است. این ابزار در ابتدا ۱۵ ماده داشت که بعد از تحلیل عاملی اکتشافی، مقیاس نهایی دارای ۹ و یک عاملی بود که در یک طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) نمره گذاری می‌شود. نمره‌گذاری ماده شماره ۳ معکوس است. دامنه نمرات این پرسشنامه بین ۹ تا ۴۵ قرار دارد. هرچه نمره دریافتی بالاتر باشد، نشان‌دهنده این است که کیفیت رابطه زوجین بهتر است. روایی محتوایی (۰/۷۴) این مقیاس در مطالعه چاندی و همکاران (۲۰۱۸) مورد تأیید بوده است. همچنین چاندی و همکاران (۲۰۱۸) اعتبار آن را به روش آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۹ گزارش کردند. در ایران این مقیاس توسط تقی‌زاده فیروزجایی و همکاران (۱۳۹۶) مورد روان‌سنجی قرار گرفت. در پژوهش آنان اعتبار کمی و کیفی محتوا و اعتبار صوری همه سؤالات مورد تأیید قرار گرفتند. مقادیر CVI و CVR کل ابزار به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۲ به دست آمد. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد ابزار از ساختار تک عاملی همچون نسخه اصلی برخوردار است. همچنین ارزیابی پایایی ابزار نشان داد همسانی درونی با روش آلفای کرونباخ برابر ۰/۹۰ و ثبات ابزار به روش همبستگی درون طبقه ۰/۹۲ بود که حاکی از بالا بودن همسانی درونی و ثبات ابزار بود. در پژوهش حاضر اعتبار این مقیاس به روش آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۰ به دست آمد.

ب) مقیاس تحریف‌های شناختی بین فردی (interpersonal cognitive distortions scale-Icds): این مقیاس توسط حمام سی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) جهت ارزیابی تحریف‌های شناختی در روابط بین فردی بر مبنای نظریه شناختی آرون تی بک ساخته شده است. مقیاس دارای ۱۹ ماده است که در یک طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمرات این مقیاس بین ۱۹ تا ۹۵ قرار دارد. نمرات بالا نشانگر تحریف‌های شناختی بیشتر است. اعتبار این مقیاس از طریق همسانی درونی با آلفای کرونباخ و همچنین از طریق آزمون مجدد پس از دو هفته برای کل مقیاس به ترتیب ۰/۶۷ و ۰/۷۴ به دست آمد (حمام سی و بویوک اوزتورک، ۲۰۰۴). روایی همگرایی آن از طریق همبستگی با مقیاس باورهای غیرمنطقی، مقیاس افکار اتوماتیک و مقیاس گرایش به تعارض در روابط بین فردی به ترتیب ۰/۴۵، ۰/۵۳ و ۰/۵۳ به دست آمده که همگی در سطح ۰/۹۹ اطمینان معنادار گزارش شده است (حمام سی و بویوک اوزتورک، ۲۰۰۴). همچنین در ایران اسماعیل‌پور و همکاران (۱۳۹۳) جهت سنجش روایی سازه مقیاس، علاوه بر روایی عاملی، همبستگی خرده مقیاس‌ها با کل مقیاس محاسبه کردند که این همبستگی بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ به دست آمد که از نظر روان‌سنجی مطلوب بود. همچنین همبستگی بین عامل‌ها هم بین ۰/۳۳ تا ۰/۵۰ بود. به علاوه اعتبار آن را از طریق ضریب آلفای کرونباخ برابر ۰/۶۷ گزارش کردند. در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس برابر ۰/۶۹ به دست آمد.

ج) پرسشنامه بخشش زناشویی (marital forgiveness questionnaire -MFQ): این پرسشنامه توسط ری و همکاران (۲۰۰۱) ساخته شده که دارای ۱۵ ماده است. این پرسشنامه در یک طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) نمره‌گذاری می‌شود. نمرات بالا نشانه بخشش و نمرات پایین نشانه نبود بخشش است. دامنه نمرات این پرسشنامه بین ۱۵ تا ۷۵ قرار دارد. ری و همکاران (۲۰۰۱) آلفای کرونباخ پرسشنامه را ۰/۸۷ گزارش کردند. همچنین روایی همگرایی پرسشنامه بخشش، نمره‌های حاصل از این پرسشنامه را با پرسشنامه بخشش اینرایت در میان ۳۲۸ نفر از دانشجویان دختر و پسر بررسی کرده و همبستگی ۰/۵۲ تا ۰/۵۷ گزارش کردند (ری و همکاران، ۲۰۰۱). در ایران نیز زندگی‌پور و همکاران (۱۳۹۰) آلفای کرونباخ این آزمون روی ۲۰۰ نفر از دانشجویان زن متأهل برابر ۰/۹۶ و روایی این مقیاس را نیز از طریق همبستگی با سیاهه پنج عاملی نئو به ترتیب با روان‌رنجورخوبی ۰/۴۵، با سازگاری ۰/۵۲، با برون‌گرایی ۰/۳۳، با توافق ۰/۴۲ و با گشودگی ۰/۳۵ گزارش کردند (زندگی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای این مقیاس ۰/۷۳ به دست آمد.

• یافته‌ها

بر اساس یافته‌ها میانگین و انحراف معیار سنی و مدت ازدواج به ترتیب برابر $38/05 \pm 17/17$ ؛ $8/27 \pm 2/01$ بود. همچنین کمترین فراوانی دارای تحصیلات زیردیپلم (۱۷/۳۳ درصد) و بیشترین فراوانی دارای تحصیلات کارشناسی (۳۵/۳۳ درصد) بودند. به علاوه در

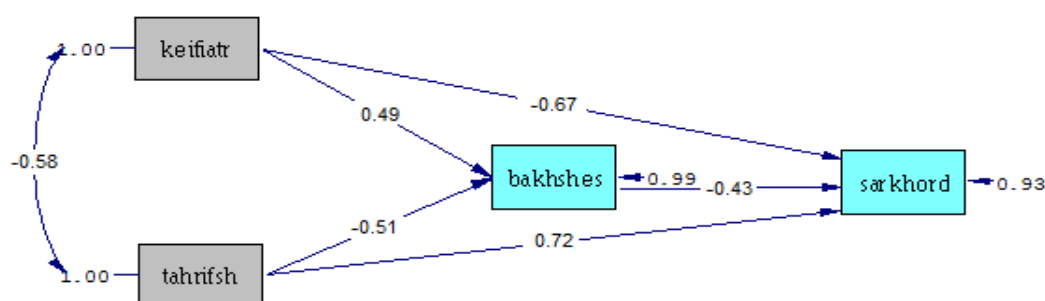
بین افراد مورد مطالعه کمترین فراوانی بدون فرزند (۱۴/۶۷ درصد) و بیشترین فراوانی دارای یک فرزند (۵۵/۳۴ درصد) بودند. در ادامه ماتریس همبستگی، میانگین و انحراف معیار متغیرهای مورد پژوهش و آزمون توزیع نرمال بودن داده‌ها ارائه شده است (جدول ۱).

جدول ۱. ماتریس همبستگی، میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش و نتایج آزمون توزیع نرمال بودن داده‌ها

آزمون نرمال بودن		انحراف استاندارد	میانگین	۴	۳	۲	۱	متغیر
P	K-S							
۰/۲۸	۱/۱۰	۵/۱۷	۶۰/۲۴				۱	۱. سرخوردگی زناشویی
۰/۲۶	۱/۱۲	۳/۹۵	۳۲/۱۹			۱	-۰/۴۲**	۲. کیفیت روابط
۰/۱۳	۱/۸۹	۶/۴۱	۶۲/۰۵		۱	-۰/۳۷**	۰/۴۹**	۳. تحریف‌های شناختی
۰/۳۶	۰/۹۷	۵/۱۸	۴۹/۳۶	۱	-۰/۴۳**	۰/۴۰**	-۰/۳۶**	۴. بخشش

** معناداری آزمون در سطح معناداری ۰/۰۱

همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد بین سرخوردگی زناشویی با کیفیت روابط ($r=-0/422$)، تحریف‌های شناختی ($r=0/491$) و بخشش ($r=-0/363$) رابطه معناداری وجود دارد ($p<0/01$). همچنین نتایج آزمون نرمال بودن کولموگروف-اسمیرنوف در جدول فوق نشان می‌دهد که توزیع نمرات متغیرهای مورد مطالعه نرمال است ($p>0/05$). در ادامه مدل مفهومی پژوهش ارائه شده است (شکل ۲).



Chi-Square=5.10, df=2, P-value=0.02000, RMSEA=0.010

شکل ۲. مدل مفهومی نهایی پژوهش به همراه ضرایب مسیر استاندارد شده

با توجه به نتایج شکل ۲ مدل پیشنهادی کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش، در مجموع ۴۳ درصد از واریانس سرخوردگی زناشویی زنان دارای روابط خانوادگی آشفته را پیش‌بینی می‌کند. در ادامه ضرایب مسیرهای مستقیم در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. ضرایب اثرات مستقیم متغیرهای مدل معادلات ساختاری

مسیرها	ضریب مسیر	خطا استاندارد	مقدار t	حد پایین	حد بالا	مقدار P
کیفیت روابط ← سرخوردگی زناشویی	-۰/۶۷	۰/۰۷	-۳/۵۴	-۰/۱۸	-۰/۷۳	۰/۰۱
تحریف‌های شناختی ← سرخوردگی زناشویی	۰/۶۲	۰/۰۶	۳/۸۷	۰/۱۴	۰/۷۱	۰/۰۱
کیفیت روابط ← تحریف‌های شناختی	-۰/۵۸	۰/۰۳	-۲/۹۹	-۰/۰۹	-۰/۶۶	۰/۰۱
بخشش ← سرخوردگی زناشویی	-۰/۴۳	۰/۰۵	-۲/۴۶	-۰/۱۱	-۰/۵۹	۰/۰۱

براساس نتایج کیفیت روابط در سرخوردگی زناشویی ($\beta=-0/67, p<0/01$)، تحریف‌های شناختی در سرخوردگی زناشویی ($p<0/01$)، کیفیت روابط در تحریف‌های شناختی ($\beta=-0/58, p<0/01$) و بخشش در سرخوردگی زناشویی ($\beta=-0/43, p<0/01$) رابطه معناداری دارد.

جدول ۳. ضرایب اثرات مستقیم متغیرهای مدل معادلات ساختاری

مسیرها	ضریب مسیر	خطا استاندارد	مقدار t	حد پایین	حد بالا	مقدار P
کیفیت روابط ← بخشش	-۰/۳۴	۰/۰۷	-۳/۵۴	-۰/۲۸	-۰/۶۱	۰/۰۱
تحریف‌های شناختی ← بخشش	۰/۲۹	۰/۰۶	۳/۲۷	۰/۲۱	۰/۵۴	۰/۰۱

نتایج به‌دست آمده از آزمون بوت استراپ در جدول ۳ نشان داد که متغیر بخشش در رابطه بین کیفیت روابط و سرخوردگی زناشویی با اثر استاندارد (۰/۰۷-) و ضریب مسیر (۰/۳۴-) و در رابطه بین تحریف‌های شناختی و سرخوردگی زناشویی در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته با اثر استاندارد (۰/۰۶) و ضریب مسیر (۰/۲۹) اثر غیرمستقیم معنادار دارد ($p < 0/01$).

جدول ۴. گزیده‌ای از شاخص‌های برازش مهم مدل ترسیمی اصلی پژوهش

شاخص‌های برازش	df	GFI	NFI	CFI	AGFI	IFI	NIF	RMSEA
دامنه پذیرش	۳ <	۰/۹۶ >	۰/۹۶ >	۰/۹۶ >	۰/۹۶ >	۰/۹۶ >	۰/۹۶ >	۰/۰۹ >
مقدار به‌دست آمده در پژوهش حاضر	۵/۱۰	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۴	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۰۱

نتایج جدول ۴ نشان داد، شاخص‌های برازندگی حاصل از مدل‌یابی معادلات ساختاری مدل مفهومی پژوهش از برازش مطلوب مدل پژوهشی با داده‌های گردآوری شده حمایت می‌کنند ($df/2=5/10$ ، $CFI=0/99$ ، $GFI=0/99$ ، $AGFI=0/94$ ، $IFI=0/98$ ، $NIF=0/99$ ، $RMSEA=0/01$). بر این اساس می‌توان گفت که مدل پیشنهادی از برازش مطلوب برخوردار است.

• بحث

هدف از انجام این پژوهش پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با میانجی‌گری بخشش در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته بود. نتایج نشان داد بین کیفیت روابط و سرخوردگی زناشویی رابطه منفی معنادار وجود دارد. نتایج به دست آمده با یافته‌های کروک (۲۰۱۷) و گیرما شیفاو (۲۰۲۳) مبنی بر ارتباط منفی بین کیفیت روابط زناشویی با تعارض زناشویی و رابطه مثبت بین کیفیت روابط با صمیمیت و بهزیستی روان‌شناختی زوجین هم‌خوانی داشت. قابل بیان است که سرخوردگی پیامد کاهش رضایت و خرسندی زناشویی است که در طول زندگی زناشویی اتفاق می‌افتد و به مرور میزان تعهد فرد در رابطه زناشویی کاهش می‌یابد (هوستون و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا طبق نظریه مبادله اجتماعی (social exchange theory)، در روابط بین‌فردی، هر فرد می‌کوشد سود خود را به حداکثر و هزینه‌هایش را به حداقل برساند، در نتیجه تنها زمانی رابطه میان افراد پابرجا می‌ماند که در یک رابطه هزینه و سود برای افراد در سطح متعالی است (صدیقی‌ارفعی و همکاران، ۱۴۰۳). براساس نظریه مبادله اجتماعی نبود برابری هزینه و پاداش برای زوجین نابرابری در مبادله (زناشویی) را به همراه دارد و در نهایت منجر به کاهش کیفیت روابط و حتی گسست روابط متقابل زوجین می‌گردد.

بخش دیگر نتایج نشان داد که بین تحریف‌های شناختی و سرخوردگی زناشویی رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. نتایج به‌دست آمده با یافته‌های پژوهش مهرپویا و همکاران (۲۰۲۲)، باهرطالاری و همکاران (۱۴۰۳) و عبدالپور و همکاران (۱۴۰۲) مبنی بر رابطه معنادار بین تحریف‌های شناختی با الگوهای ارتباطی و سرخوردگی زناشویی در زوجین همسویی داشت. در تبیین این یافته براساس دیدگاه عقلانی-عاطفی-رفتاری الیس (۲۰۰۱)، قابل بیان است که دلیل روابط خانوادگی آشفته توقعات غیرواقع‌بینانه‌ای است که زن و شوهر نه صرفاً در مورد خود یا دیگران بلکه درباره خود مسئولیت‌پذیری دارند و مشکلات ارتباط فعلی افراد را بازتاب مسائل خانواده اصلی آنها می‌داند. به اعتقاد الیس (۲۰۰۱) افراد نمی‌توانند همسران‌شان را واضح و شفاف ببینند (درک کنند) و تصاویری را بر او فراقکنی (ایجاد تحریف‌های شناختی) می‌کنند. بنابراین، تعامل بین این فراقکنی‌های متقابل موجب مشکلات زوج‌ها می‌شود. زیرا زن و شوهر در مورد مسائل واقعی خود بحث نمی‌کنند، بلکه در مورد فراقکنی‌ها و تصاویر ذهنی مرتبط با روابط قبلی به بحث می‌پردازند. تحریف شناختی باعث می‌شود تا الگوهای ذهنی و شناختی و بخصوص باورهای غیر منطقی که ناخودآگاه در طول زمان شکل می‌گیرند، رفتارها و دیدگاه زوجین را تحت تأثیر قرار دهند و هرگونه ناراضی‌تی از شرایط زندگی و بخصوص نبود رضایت از روابط زناشویی را ناشی از خطای همسر تلقی کنند. در همین زمینه برای تبیین بهتر این مسأله باید گفت که از دید سیستمی، اکثر زوج‌ها به این دلیل دچار تعارض می‌شوند که هرکدام سعی می‌کند مسئولیت اعمال خود و یا اتفاقات رخ داده در روابط زناشویی را به کس دیگری واگذار کند که این مسأله ریشه در تحریف شناختی دارد (قاسمی‌مقدم و همکاران، ۱۴۰۲). تحریف‌های شناختی، وقتی به شکل افکار غیرمنطقی و منفی به ذهن یکی از زوجین یا هردوی آنها هجوم می‌آورد، فرد را متقاعد می‌کند تا درباره خود، همسر خود و دنیای اطراف خود باورهای منفی و اغلب نادرست داشته باشد. این افکار مغرضانه که براساس واقعیت نیستند، در صورت تداوم باعث می‌شود تا در مورد

علت اصلی تعارض و نارضایتی زوجین، برداشت یکسانی وجود نداشته باشد و ادامه این شرایط باعث کاهش صمیمیت زناشویی و در نهایت سرخوردگی زناشویی می‌شود.

یافته‌های دیگر پژوهش نشان داد که متغیر بخشش رابطه بین کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با سرخوردگی زناشویی در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته را به‌طور معناداری میانجی‌گری می‌کند. به بیانی دیگر بخشش در رابطه بین کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با سرخوردگی زناشویی اثر غیرمستقیم معنادار دارد. با توجه به اینکه تاکنون مطالعه‌ای با این متغیرها صورت نگرفته است، امکان مقایسه نتایج به‌دست آمده مقدور نگردد. با این وجود مطالعه باهرطالاری و همکاران (۱۴۰۳) نشان داد که بین تحریف‌های شناختی، بخشودگی و راهبردهای تنظیم هیجان با سرخوردگی زناشویی، همبستگی چندگانه وجود دارد و ۱۷ درصد از واریانس سرخوردگی زناشویی توسط این متغیرها به‌طور معناداری تبیین می‌شود. قابل بیان است که زوج‌هایی که تحریف‌های شناختی دارند ممکن است مشکلات درون رابطه زناشویی را بیش‌ازحد بزرگ جلوه دهند، انتظارات غیرواقع‌بینانه‌ای داشته باشند و برچسب‌های بد و منفی به خود، همسر و روابط زناشویی بزنند و همین امر زندگی زناشویی را با چالش و در نهایت با دلزدگی مواجه کند؛ اما زمانی که متغیر بخشش وارد این رابطه می‌شود، موجب می‌گردد تا زوج‌ها بتوانند استراتژی‌های برای جلوگیری یا کنترل احساسات منفی مانند خشم و عصبانیت در طول چنین مشکلاتی که به‌طور بالقوه می‌تواند روابط را مختل کند (ورثینگتون و ساندریچ، ۲۰۱۵)؛ اتخاذ کنند. در واقع هنگامی که مشکلاتی در ازدواج رخ می‌دهد، بخشش به‌عنوان مکانیسم مهمی برای بازگرداندن تعادل و ثبات عمل می‌کند (ولی‌شیخ‌زاده، ۲۰۲۴). چنانچه نتایج مطالعات نیز حاکی از این هستند که رفتارهای بخشودگی می‌تواند با ایجاد تغییرات مثبت در پویایی‌های روابط زناشویی، امکان رشد روابط در زندگی زناشویی را فراهم کند (دیلو و دنیز، ۲۰۲۲؛ صفری و همکاران، ۲۰۲۳). به‌علاوه ورود متغیر بخشش در روابط تحریف شده زوجین باعث می‌گردد تا آنان با حساسیت کمتری و آگاهی بیشتری به آشفته‌گی روابط خانوادگی خود بپردازند و این موضوع با افزایش کیفیت روابط عاطفی زن و شوهر، توجه آنها را نسبت به هم بالا برده در نتیجه باعث می‌شود آمیزش عاطفی آنها نیز بالا رود. چرا که بخش مهمی از روابط بین فردی به عواطف و هیجانات افراد و نحوه برخورد با آنها باز می‌گردد.

• نتیجه‌گیری

در این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش از برازش مطلوب برخوردار است و نتایج پژوهش از مدل حاضر حمایت کردند. براساس نتایج پژوهش حاضر، کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با سرخوردگی زناشویی زنان دارای روابط خانوادگی آشفته رابطه معناداری دارند و همچنین بخشش رابطه بین کیفیت روابط و تحریف‌های شناختی با سرخوردگی زناشویی در زنان دارای روابط خانوادگی آشفته را واسطه‌گری می‌کند. به‌عبارت دیگر کاهش کیفیت روابط و افزایش تحریف‌های شناختی نقش تعیین‌کننده‌ای در سرخوردگی زناشویی زنان دارای روابط خانوادگی آشفته دارد و متغیر بخشش می‌تواند نقش واسطه‌ای (تعدیل‌کنندگی) در سرخوردگی زناشویی داشته باشد. روابط صمیمانه و دور از بدبینی می‌تواند سرخوردگی زناشویی را کنترل کند، با این وجود تحریف‌های شناختی و افکار منفی و غیرمنطقی زوجین نسبت به همدیگر می‌تواند سرخوردگی را افزایش دهد و در این میان توجه به بخشش می‌تواند کیفیت روابط را بهبود بخشیده و تحریف‌هایی شناختی که سرخوردگی را افزایش می‌دهد کنترل کند. از این رو، باید به این متغیرها توجه و اهمیت ویژه‌ای شود؛ زیرا با شناخت این عوامل می‌توان گام مهمی در جهت کاهش روابط خانوادگی آشفته برداشت.

مطالعه حاضر با محدودیت‌هایی روبه‌رو بود؛ از جمله تک‌جنسیتی بودن جامعه آماری (زنان)، بهره‌گیری از روش نمونه‌گیری دردسترس و محدود بودن جامعه آماری به زنان دارای روابط خانوادگی آشفته مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره و روان‌درمانی سطح شهر تهران (مناطق ۱۵ و ۱۴)؛ که به سبب ویژگی‌های فرهنگی و اجتماعی می‌تواند تعمیم نتایج به‌دست آمده را محدود نماید. لذا انجام چنین پژوهشی در سایر شهرها و گروه مردان و نیز با بهره‌گیری از روش‌های نمونه‌گیری احتمالی (تصادفی) پیشنهاد می‌گردد.

• تعارض منافع

به اظهار نویسندگان در این پژوهش هیچگونه تعارض و منافعی وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

گروه پژوهش بر خود لازم می‌داند که از همکاری مسئولین مراکز مشاوره و روان‌درمانی سطح شهر تهران (مناطق ۱۵ و ۱۴) و همچنین از کلیه افراد شرکت‌کننده در پژوهش حاضر تشکر و قدردانی کند.

• منابع

- اسماعیل‌پور، خ.، بخشی‌پور رودسری، ع.، و محمدزاده‌گان، ر. (۱۳۹۳). تعیین ساختار عاملی، روایی و اعتبار مقیاس تحریف‌شناختی بین‌فردی در دانشجویان دانشگاه تبریز. *دوفصلنامه راهبردهای شناختی در یادگیری*، ۲(۳)، ۶۹-۸۸. https://asj.basu.ac.ir/article_1020.html
- انجمن روانپزشکی آمریکا. (۲۰۱۳). *راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی DSM-5*. ترجمه رضاعی، ف.، فخرایی، ع.، فرمند، آ.، و شاملو، ف. (۱۴۰۰). ویرایش پنجم، تهران: انتشارات ارجمند. <https://www.arjmandpub.com/Book/1180>
- باقری، ن.، و البهشتی، غ. (۱۳۹۹). بررسی نقش سرخوردگی زناشویی در نگرش به روابط فرازناشویی با نقش تعدیلی هوش هیجانی. *رویش روان‌شناسی*، ۹(۹)، ۱۴۶-۱۳۹. <http://frooyesh.ir/article-1-2207-fa.html>
- باهرطالاری، م.، میکائیلی، ن.، آقاجانی، س.، و حبیبی، ن. (۱۴۰۳). پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس تحریف‌شناختی، بخشودگی بین‌فردی و راهبردهای تنظیم هیجان‌ها در افراد متأهل. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۴(۵۳)، ۱-۱۶. <https://dor.10.22034/spr.2024.392643.1829>
- بخشی‌زنجیرانی، ن.، و علی‌مندگاری، م. (۱۳۹۶). ثبات خانوادگی و تداوم زندگی زناشویی: مطالعه‌ای کیفی در شهر شیراز. *مجله جمعیت‌شناسی ایران*، ۱۲(۲۴)، ۲۰۷-۲۴۴. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.1735000.1396.12.24.7.8.244-207>
- بهنمی، ن.، اعتمادی، ع.، احمدی، ا.، و فاتحی‌زاده، م. (۱۳۹۶). کشف عوامل مؤثر بر سرخوردگی زناشویی زوجین ایرانی: یک مطالعه کیفی. *تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۵(۴)، ۴۷۳-۴۶۷. <http://rbs.mui.ac.ir/article-1-566-fa.html>
- تقی‌زاده، ا.، فیروزجانی، ز.، تقدسی، م.، و ترکی، ح. (۱۳۹۶). خصوصیات روان‌سنجی پرسشنامه کیفیت روابط بین‌زوجین. *مجله پایش*، ۱۷(۱)، ۸۵-۹۴. <http://payeshjournal.ir/article-1-67-fa.html>
- جعفرزاده‌دانش‌بلاغ، ح.، اخلاقی‌فرد، م.، تارمرادی، آ.، و معراجی، م. (۱۴۰۲). مقایسه اثربخشی معنویت‌درمانی و شناخت‌درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر انسجام خانوادگی و سازگاری زناشویی زنان دارای روابط خانوادگی آشفته. *روان‌شناسی و دین*، ۱۶(۱)، ۱۱۷-۱۳۳. <https://ensani.ir/fa/article/540511>
- خرم‌آبادی، ی.، و طهماسبی، ح. (۱۴۰۳). بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی توافق‌پذیری، همدلی زناشویی و بخشش زناشویی بر رضایت زناشویی در زنان متأهل. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸(۱)، ۱-۱۱. <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/43355>
- زارعی، م.، نظری، ع.م.، و زهراکار، ک. (۱۳۹۹). بررسی رابطه بخشش و جهت‌گیری مذهبی با تعارض زناشویی. *پژوهش در دین و سلامت*، ۶(۲)، ۸۷-۹۹. <https://doi.org/10.22037/jrrh.v6i2.23602>
- زندپی‌پور، ط.، آزادی، ش.، و ناهیدپور، ف. (۱۳۹۰). بررسی رابطه ویژگی‌های شخصیتی، بخشش و سلامت‌روان در زوج‌های مراجعه‌کننده به مراکز بهداشت گچساران. *مجله زن و جامعه (جامعه‌شناسی زنان)*، ۲(۲)، ۱-۱۸. <https://www.journal/ViewPaper.aspx?id=188945.18>
- سیدعلی‌تبار، ه.، محمدعلی‌پور، ز.، حبیبی، ف.، سروستانی، ع.، و جوان‌بخت، ع. (۱۳۹۴). پایایی، روایی و ساختار عاملی مقیاس سرخوردگی زناشویی. *مجله پژوهنده*، ۲۰(۶)، ۳۴۲-۳۴۹. <http://pajoohande.sbm.ac.ir/article-1-2100-fa.html>
- صدیقی‌ارفعی، ف.، اسکندری، ن.، و شیروانی، خ. (۱۴۰۳). نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی. *رویش روان‌شناسی*، ۱۳(۲)، ۳۶-۲۵. <http://frooyesh.ir/article-1-5064-fa.html>
- عبدل‌پور، ق.، عزیزی، م.، لشکری، آ.، مطهری‌راد، م.، و طباری، ا. (۱۴۰۱). ارتباط طرحواره‌های شناختی فعال‌شده در بافت جنسی و رضایت زناشویی: نقش واسطه‌ای عزت‌بدنی. *پژوهش‌های نوین روان‌شناختی*، ۱۷(۶۸)، ۱۸۱-۱۸۹. <https://doi.org/10.22034/jmpr.2023.15327>
- غائبی‌پناه، م.، و کشاورزی، ف. (۱۳۹۹). رابطه سبک‌های عشق‌ورزی و تحریف‌های شناختی با طلاق عاطفی در زنان. *روان‌شناسی خانواده*، ۷(۲)، ۶۰-۴۷. <https://doi.org/10.22034/ijfp.2021.245577>
- قاسمی‌مقدم، ک.، شفیع‌آبادی، ع.، و شریفی، ا. (۱۴۰۲). تبیین الگوی پیش‌بینی تعارضات زناشویی دانشجویان براساس نیازهای اساسی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷(۱)، ۵۷-۵۱. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1402.27.1.9.3.57-51>

- کاوه‌فارسانی، ذ.، نظری فر، م.، و محمودی، ف. (۱۴۰۲). ارزیابی الگوی رابطه بین ذهن‌آگاهی و کیفیت رابطه زناشویی با میانجی‌گری باورهای لذت‌بری و قدردانی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷(۱)، ۹-۱. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1402.27.1.8.2>
- معصوم‌زاده، ش.، و شریفی‌اصفهانی، م. (۱۴۰۲). پیش‌بینی سرخوردگی زناشویی براساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه و بهزیستی ذهنی. اولین همایش ملی زیستن با کیفیت از منظر روان‌شناسی، مشاوره و مددکاری اجتماعی. <https://civilica.com/doc/1689753>
- Asefi Far, F., Shams Esfandabad, H., & Shaterian Mohammadi, F. (2022). Sensation Seeking and Extramarital Relationships: Mediation Role of Marital Frustration. *Iranian Evolutionary Educational Psychology Journal*, 4(4), 64-75. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25884395.2022.4.4.6.2>
- Biesen, J.N., & Smith, D.A. (2022). Daily relationship satisfaction and depressed mood: The moderating roles of support satisfaction, over-and underprovision. *Journal of Family Psychology*, 36(8), 1439-1445. <https://doi.org/10.1037/fam0000998>
- Caspepp-Borges, V., Gonzales, J.E., Frazier, A., & Ferrer, E. (2023). Love and Relationship Satisfaction as a Function of Romantic Relationship Stages. *Trends in Psychology*, 1, 1-16. <http://dx.doi.org/10.1007/s43076-023-00333-4>
- Chonody, J.M., Gabb, J., Killian, M., & Dunk-West, P. (2018). Measuring relationship quality in an international study: Exploratory and confirmatory factor validity. *Research on Social Work Practice*, 28(8), 920-930. <https://doi.org/10.1037/t77170-000>
- Delshad, F., Naderi Nobandegani, Z., & Zarei Mahmood Abadi, H. (2023). Qualitative Study of Couple Identity Gaps in Disturbed Married Women. *International Journal of Behavioral Sciences*, 17(2), 106-112. [10.30491/IJBS.2023.376754.1882](https://doi.org/10.30491/IJBS.2023.376754.1882)
- Dillon, L.M., Nowak, N., Weisfeld, G.E., Weisfeld, C.C., Shattuck, K.S., Imamoğlu, O.E., & Shen, J. (2015). Sources of marital conflict in five cultures. *Evolutionary Psychology*, 13(1), 47-57. <http://doi.org/10.1177/147470491501300101>
- Dillow, M.R., & Denes, A. (2022). *Forgiveness for a partner's infidelity*. In T. DeLecce & T.K. Shackelford (Eds.), *The Oxford handbook of infidelity* (pp. 415-452). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780197502891.013.22>
- Eslami, M., Yazdanpanah, M., Andalib, P., Rahimi, A., Safizadeh, M., Dadvar, A., & Nakhaee, N. (2020). Marital satisfaction and emotional divorce among Iranian married individuals: A survey of hospital visitors of nine provinces. *Journal of education and health promotion*, 9(1), 83-92. https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_570_19
- Fincham, F.D. (2017). Forgiveness and conflict resolution in marriage. *Journal of Family Psychology*, 18(2), 72-81. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.18.1.72>
- Forouzani, S., Norbakhsh Amiri, F., Abbasi, M., Akbarzadeh, N., & Jafari, Z. (2024). Effectiveness of Cognitive Behavioral Therapy on Psychological Hardiness and Marital Relationship Quality in Couples with Marital Conflicts. *Journal of Assessment and Research in Applied Counseling*, 6(2), 105-112. <https://doi.org/10.61838/kman.jarac.6.2.13>
- Gezer, F., & Özkamalı, E. (2023). Predictors of Marital Satisfaction in Married Teachers: Tendency to Cheat and Interpersonal Cognitive Distortions. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, 10(4), 976-986. <https://doi.org/10.52380/ijpes.2023.10.4.1148>
- Girma Shifaw, Z. (2024). Marital communication as moderators of the relationship between marital conflict resolution and marital satisfaction. *The American Journal of Family Therapy*, 52(3), 249-260. <http://doi.org/10.1080/01926187.2022.2089404>
- Hamamci, Z., & Buyukozturk, S. (2004). The interpersonal cognitive distortions scale: development and psychometric characteristics. *Psychological Reports*, 95(1), 291-303. <https://doi.org/10.2466/pr0.95.1.291-303>
- Hosseini-Ghidari, A., Goudarzi, M., Ahmadian, H., & Yarahmadi, Y. (2022). Women's Divorce Tendency Based on Their Irrational Communication Beliefs and Individual Differentiation with the Mediating Role of Sexual Performance and Marital Frustration. *Community Health*, 9(3), 67-79. <http://doi.org/10.22037/ch.v9i3.31199>
- Huang, L. S., Molenberghs, P., & Mussap, A. J. (2023). Cognitive distortions mediate relationships between early maladaptive schemas and aggression in women and men. *Aggressive behavior*, 49(4), 418-430. <https://doi.org/10.1002/ab.22083>
- Huston, T.L., Caughlin, J.P., Houts, R.M., Smith, S.E., & George, L.J. (2015). The connubial crucible: Newlywed years as predictors of marital delight, distress, and divorce. *Journal of personality and social psychology*, 80(2), 237. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.80.2.237>
- Josiah, G.A., & Nteh, O.K. (2022). Factors and consequences of marital conflicts among spouses in Rivers State, Nigeria. *International Journal of Research in Education and Sustainable Development*, 2(5), 38-46. <https://strathprints.strath.ac.uk/89333/1>
- Kayser, K. (1993). *When Love Dies: The process of marital disaffection*. New York, NY: Guilford Press. https://books.google.com/books/about/When_Love_Dies.html?id=zGLw6LRZtRYC
- Kim, J., & Kwon, K. Y. (2024). Marital dissatisfaction and functional performance in older adults: Heterogeneity in the association by educational level. *Social Science & Medicine*, 340, 116-130. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2023.116460>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. <https://psycnet.apa.org/record/2015-56948-000>
- Körner, R., & Schütz, A. (2021). Power in romantic relationships: How positional and experienced power are associated with relationship quality. *Journal of Social and Personal Relationships*, 38(9), 2653-2677. <https://doi.org/10.1177/02654075211017670>

- Krok, D. (2017). Marriage and psychological well-being: Examining the role of marital relations and communication styles among Polish couples, w: R. Bowers (red.). *Psychological Well-Being: Cultural Influences, Measurement Strategies and Health Implications*, 157-174. <https://www.researchgate.net/publication/316136242>
- Mehrpouya, F., Jajarmi, M., & Mousavi, E. A. (2022). The Inter-structural relationships between early maladaptive schemas and marital commitment of couples: The mediating role of communication patterns. *International Journal of Health Studies*, 2, 23-30. <https://orcid.org/0000-0003-0651-7820>
- Mutlu, M. & Erkut, Z. (2018). A review on the relationship between marital adjustment and maternal attachment. *Revista da Associacao Medica Brasileira*, 46(3), 52-60. <https://doi.org/10.1590/1806-9282.64.03.243>
- Nejatian, M., Alami, A., Momeniyan, V., Delshad Noghabi, A., & Jafari, A. (2021). Investigating the status of marital burnout and related factors in married women referred to health centers. *Women's health*, 21, 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12905-021-01172-0>
- Niehuis, S., & Bartell, D. (2006). The marital disillusionment scale: Development and psychometric properties. *North American Journal of Psychology*, 8(1), 69-83. <https://doi.org/10.7508/jrh.2016.04.007>
- Rye, M.S., Loiacono, D.M., Folck, C.D., Olszewski, B.T., Heim, T.A., & Madia, B.P. (2001). Evaluation of the psychometric properties of two forgiveness scales. *Current psychology*, 20(3), 260-277. <https://org/doi/10.1007/s12144-001-1011-6>
- Safari, S., Hasanpoor-Azghady, S.B., & Amiri-Farahani, L. (2023). The role of men's forgiveness in marital satisfaction and coping strategies of infertile Iranian women. *Women's Health*, 23(1), 227. <https://doi.org/10.1186/s12905-023-02389-x>
- Sahan, B. (2021). Does forgiveness affect marital satisfaction? *Spiritual Psychology and Counseling*, 6(3), 83-108. <http://doi.org/10.37898/spc.2021.6.3.146>
- Şimşek, O.M., Kocak, O., & Younis, M.Z. (2021). The impact of interpersonal cognitive distortions on satisfaction with life and the mediating role of loneliness. *Sustainability*, 13(16), 9293. <https://doi.org/10.3390/su13169293>
- Spiers, H.J., Farzanfar, D., Moscovitch, M., & Rosenbaum, R.S. (2023). From cognitive maps to spatial schemas. *Nature Reviews Neuroscience*, 24(2), 63-79. <https://doi.org/10.1038/s41583-022-00655-9>
- Vali Sheikhzahed, E. (2024). Predicting Marital Satisfaction based on Forgiveness and Tolerance in Spouses' Relationships. *Journal of Modern Psychology*, 4(1), 24-30. <https://doi.org/10.22034/jmp.2024.445225.1096>

روابط ساختاری تعامل معلم- دانش آموز و درگیری تحصیلی: نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی

Structural Relationships of Teacher-Student Interaction and Academic Engagement: The Mediating Role of Documentation Style and Academic Self-Concept

Mahboubeh Aslami, PhD✉

Seyyed Modabber Ahmadi, MSc

Nahid Ojaghi, PhD

محبوبه اسلمی^۱

سید مدبر احمدی^۲

ناهید اوجاجی^۲

Abstract

The aim of the study was to investigate the structural relationships between teacher-student interaction and academic engagement with the mediating role of attribution style and academic self-concept in high school students. The research method was descriptive-correlational. The statistical population of the study was all high school students in Jam city in the academic year 1402-1403, numbering 1944 people, of whom 322 were selected by cluster sampling. The instruments used in the study were the Rio Academic Engagement Scale, the Wabliiss, Creighton, and Hymers Teacher-Student Interaction Scale, the Seligman and Singh Attribution Style Questionnaire, and the Liu and Wang Academic Self-Concept Questionnaire. The structural equation model was used to analyze the research model. The findings showed that teacher-student interaction has a positive and significant relationship with academic engagement, and attribution style and academic self-concept have a mediating role. Overall, the results showed that the model had a good fit. According to the results obtained, it can be concluded that improving teacher-student interaction, academic self-concept, and attribution style improves academic engagement of upper secondary school students.

Keywords: Teacher-Student, Interaction, Academic Engagement, Attribution Style, Academic Self-Concept.

چکیده

هدف از انجام پژوهش تعیین روابط ساختاری تعامل معلم- دانش آموز و درگیری تحصیلی با نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی در دانش آموزان مقطع متوسطه دوم بود. روش پژوهش، توصیفی- همبستگی بود. جامعه آماری پژوهش تمامی دانش آموزان متوسطه دوم در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ در شهرستان جم به تعداد ۱۹۴۴ نفر بود که از این میان ۳۲۲ نفر به شیوه نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. ابزارهای مورد استفاده در پژوهش، مقیاس درگیری تحصیلی ریو، مقیاس تعامل معلم و دانش آموز وابلیس، کریتون و هایمیرز، پرسشنامه سبک اسناد سلینگمن و سینگ و پرسشنامه خودپنداره تحصیلی لیو و وانگ بود. به منظور تحلیل مدل پژوهش از مدل معادلات ساختاری استفاده شد. یافته‌ها نشان داد تعامل معلم- دانش آموز در رابطه با درگیری تحصیلی رابطه مثبت و معناداری دارد و سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی نقش واسطه‌ای دارد. در مجموع نتایج نشان داد که مدل از برازش مطلوبی برخوردار بود. طبق نتایج به دست آمده، می‌توان نتیجه گرفت که بهبود تعامل معلم- دانش آموز، خودپنداره تحصیلی و سبک اسناد باعث بهبود درگیری تحصیلی دانش آموزان مقطع متوسطه دوم می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تعامل معلم- دانش آموز، درگیری تحصیلی، سبک اسناد، خودپنداره تحصیلی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۸ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

● مقدمه

دانش‌آموزان یکی از ارکان اصلی نظام آموزش و پرورش هستند، دانش‌آموزان متوسطه اول، با توجه به حساسیت‌های دوره نوجوانی، متأثر از شرایط زندگی، اجتماع و مدرسه همواره با مسائل و چالش‌های متعددی روبه‌رو هستند، پژوهشگران همواره به دنبال شناسایی عوامل مؤثر بر فرآیند یادگیری-یاددهی این گروه از دانش‌آموزان هستند و در راستای رشد این هدف و راه‌کارهای رسیدن به آن گام برمی‌دارند (صحرارگرد فرجی و همکاران، ۱۴۰۱). درگیری تحصیلی (academic engagement) یکی از عوامل کلیدی مرتبط با موفقیت تحصیلی فراگیران است، که به آسانی می‌تواند تحت تأثیر شرایط اجتماعی و آموزشی قرار بگیرد و ارتقا آن از اهداف اصلی بسیاری از پژوهش‌های مدارس بوده است (ویسکرمی، ۱۳۹۷ به نقل از طولابی، ۱۴۰۰). درگیری تحصیلی مربوط به میزان و مدت درگیری دانش‌آموزان در فعالیت‌های کلاس است (کیوا، ۲۰۲۲) و به‌عنوان مشارکت فعال فراگیران در فعالیت‌های مختلف تحصیلی، از جمله یادگیری، کسب مهارت، جستجوی دانش و انجام تحقیق است و تعاملات یادگیری غیررسمی را نیز شامل می‌شود (هریسون، ۲۰۱۳؛ به نقل از جعفری و همکاران، ۱۴۰۳) که نقش مهمی در موفقیت تحصیلی دانش‌آموز دارد (کون و همکاران، ۲۰۱۸). به این معنا که دانش‌آموزانی که سطح بالایی از درگیری تحصیلی دارند، بیشتر بر یادگیری تمرکز می‌کنند و به عملکرد تحصیلی بالاتری دست می‌یابند. برعکس، آنهایی که سطح درگیری پایینی دارند ممکن است در امتحانات مردود شوند، مدرسه را ترک کنند و رفتارهای مشکل ساز از خود بروز دهند (چیپ چیز و همکاران، ۲۰۱۷). براساس نتایج تحقیقات، درگیری فعالانه لازمه پیشرفت در حوزه تحصیلی و از مهمترین پیش‌بینی‌کننده‌های پیامدهای تحصیلی است (داتا و کینگ، ۲۰۱۸). پژوهش‌ها نشان می‌دهد اگر بتوان دانش‌آموزان را هرچه بیشتر درگیر مسائل تحصیلی کرد، بیشتر می‌توان به موفقیت علمی آنان امیدوار بود، همچنین درگیری تحصیلی رابطه مثبتی با عملکرد تحصیلی دارد و به‌طور منفی فرسودگی تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱). درگیری تحصیلی می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله سبک‌های اسناد دانش‌آموزان (students' attributional styles) قرار گیرد (شیروانی راد و همکاران، ۱۴۰۰). در زندگی هر فردی رویدادهای اتفاق می‌افتد که ممکن است هرکس براساس نگرش خود درباره علل وقوع آن برداشت متفاوتی داشته باشد و با یک سبک اسناد متفاوت اتفاقات زندگی خود را توجیه کند (شیرازی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ این سبک‌ها فرایندهایی هستند که افراد آنها را به‌کار می‌برند تا بتوانند موقعیت‌ها را به عوامل زیربنایی آن پیوند دهند و تجربیات زندگی را درک کنند (یعقوبی و همکاران، ۱۳۹۳). واینر (۱۹۹۲) معتقد است افراد موفقیت‌ها و شکست‌های خود را به عوامل بیرونی نسبت می‌دهند و رفتارهای خود را علاوه بر عوامل شخصی یا محیطی به عواملی مانند پایداری یا ناپایداری و کنترل‌پذیری یا کنترل‌ناپذیری بودن نسبت می‌دهند و براساس همین موضوع رفتارهای بعدی خود را پیش‌بینی می‌کنند (کریمی، ۱۴۰۱). سلیگمن و همکاران (۱۹۸۲) معتقدند انسان‌ها به‌منظور فهم دنیای اطراف خود به استنباط روابط علی میان وقایع و رفتارها و پیامدها می‌پردازند، برخی افراد اتفاقات را به خصوصیات درونی خود نسبت می‌دهند اما برخی دیگر به عوامل بیرونی اهمیت می‌دهند. گروهی رویدادها را به عواملی نسبت می‌دهند که تقریباً در طول زمان ثابت می‌مانند و گروهی دیگر وقایع را به عواملی موقت و گذرا نسبت می‌دهند، برخی اسناد کلی دارند و علل موفقیت یا شکست‌های خود را به عوامل موجود در موقعیت‌های مختلف نسبت می‌دهند و برخی دیگر سبک اسنادی خاصی دارند و این موفقیت‌ها و شکست‌های‌شان را به موقعیت‌های خاص نسبت می‌دهند (شیروانی راد و همکاران، ۱۴۰۰).

معمولاً دانش‌آموزان در برخورد با مسائل زندگی خود علل موفقیت‌ها و شکست‌های خود را به عوامل بیرونی یا درونی و پایدار یا ناپایدار و کلی یا خاص نسبت می‌دهند. این اسناددهی در پیشرفت تحصیلی و انتظارات از عملکرد آینده آنان تأثیر می‌گذارد (عرب‌زاده و همکاران، ۱۳۹۷). سبک‌های اسنادی در نقش عاملی شناختی و انگیزشی ابعاد مختلف زندگی دانش‌آموزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در اندازه یادگیری، موفقیت یا موفق نبودن پیشرفت یا افت تحصیلی آنان تأثیرگذار است (گوردیوا و همکاران، ۲۰۲۰). زمانی که دانش‌آموزان از سبک‌های اسنادی منفی استفاده می‌کنند، قادر نیستند موقعیت‌های تحصیلی را به درستی تبیین کنند و با عملکرد تحصیلی ضعیف روبه‌رو می‌شوند (اسکاینی و همکاران، ۲۰۲۰). پارس و همکاران (۲۰۲۳) نشان دادند که بین سبک اسنادی با خودتنظیمی تحصیلی رابطه معناداری وجود دارد. وونگ و همکاران (۲۰۲۲) نشان دادند که بین سبک‌های اسنادی دانش‌آموزان با احساس تعلق به مدرسه رابطه معناداری وجود دارد. ازسوی دیگر پژوهش‌ها نشان می‌دهد که خودپنداره تحصیلی (academic self-concept) می‌تواند

رابطه معناداری با درگیری تحصیلی دانش‌آموزان داشته باشد (قدسی و همکاران، ۱۳۹۸)، خودپنداره تحصیلی عبارت از نگرش کلی فرد به توانایی‌های خویش در رابطه با یادگیری آموزشی است. توانمندی‌های افراد به‌عنوان تنها عوامل تأثیرگذار بر یادگیری مطرح نیستند؛ بلکه بر خودپنداره تحصیلی و تأثیر آن بر انگیزش پیشرفت نیز تأکید شده است (عدولا و جو، ۲۰۲۱). در واقع خودپنداره از باورهای ما درباره خودمان تشکیل شده است (کشت‌ورز و همکاران، ۱۴۰۰). خودپنداره تحصیلی بازنمایی توانایی ذهنی افراد در حوزه‌های تحصیلی و ارزیابی از توانایی‌های تحصیل خود است که نقش مهمی در موفقیت آنها در حوزه تحصیلی دارد (گری و ژبو، ۲۰۲۲). در طول دو دهه اخیر، خودپنداره به‌عنوان یک رفتار انگیزشی مهم و اثرگذار تحصیلی است (محمدی‌فر و همکاران، ۱۴۰۳). بسیاری از مطالعات، خودپنداره تحصیلی را پیش‌بینی‌کننده مهم پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان در نظر می‌گیرند (باسیت، ۲۰۲۱). پژوهش اشیتزلرو همکاران، (۲۰۲۱) نشان داد که خودپنداره تحصیلی با درگیری تحصیلی و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان رابطه معناداری دارد. با توجه به اینکه معلمان رکن اصلی فرایند تدریس هستند (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹) تعامل آنان با دانش‌آموزان می‌تواند در درگیری تحصیلی دانش‌آموزان نقش داشته باشد. تعامل یا ارتباط معلم با دانش‌آموز (teacher-student interaction) اغلب از نظر نزدیکی و تعارض معلم- دانش‌آموز مشخص می‌شود (آلدریوپ و همکاران، ۲۰۲۲). نزدیکی معلم- دانش‌آموز به‌عنوان درجه تعامل مثبت، برقراری ارتباط و احساسات گرم بین فراگیران و معلمان تعریف شده است. تعارض معلم دانش‌آموز به‌عنوان درجه تعامل منفی و تأثیر منفی بین آنها تعریف شده است.

نتایج برخی مطالعات از نقش تفسیری روابط معلم- دانش‌آموز در پیش‌بینی عملکرد تحصیلی فراگیران حمایت کرده‌اند (روردا و همکاران، ۲۰۲۱). یوان (۲۰۲۴) نشان داد که بین تعامل معلم و دانش‌آموزان با درگیری تحصیلی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. روردا و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که بین تعامل معلم- دانش‌آموز با درگیری تحصیلی رابطه معناداری وجود دارد. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف تعیین روابط ساختاری تعامل معلم- دانش‌آموز و درگیری تحصیلی و نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهرستان جم انجام شده است. این پژوهش درصدد پاسخ به این سؤال اصلی است که: «آیا سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی نقش میانجی در رابطه بین تعامل معلم- دانش‌آموز و درگیری تحصیلی دارند؟»

• روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی- همبستگی و براساس مدل معادلات ساختاری انجام شد. جامعه آماری شامل تمامی دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهرستان جم در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بود که تعداد آنها ۱۹۴۴ نفر (۹۱۲ دانش‌آموز پسر و ۱۰۳۲ دانش‌آموز دختر) بود. برای تعیین حجم نمونه از جدول مورگان استفاده شد و ۳۲۲ نفر به عنوان نمونه انتخاب شدند. نمونه‌گیری به صورت خوشه‌ای چندمرحله‌ای انجام گرفت. در مرحله اول، از بین مدارس متوسطه دوم شهرستان جم، ۱۰ مدرسه (۵ مدرسه دخترانه و ۵ مدرسه پسرانه) به‌طور تصادفی انتخاب شدند و در مرحله بعد، پرسشنامه پژوهش به صورت تصادفی بین دانش‌آموزان این مدارس توزیع شد. گردآوری داده‌ها به دو روش کتابخانه‌ای برای جمع‌آوری مبانی نظری پژوهش و میدانی با استفاده از پرسشنامه انجام شد. تحلیل داده‌ها نیز با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۵ و AMOS نسخه ۵ انجام شد.

• ابزارها

الف) مقیاس درگیری تحصیلی ریو (Reeve's academic engagement scale-RAES): این مقیاس در سال (۲۰۱۳) توسط ریو طراحی شده و شامل ۱۷ ماده است. نمره گذاری آن در یک طیف ۵ گزینه‌ای (موافق=۵، تقریباً موافق=۴، تا حدودی=۳، مخالف=۲، تقریباً مخالف=۱) است. این مقیاس در ۴ بعد درگیری رفتاری (ماده‌های ۱ تا ۴)، درگیری عاملی ماده‌های (۵ تا ۹) درگیری شناختی ماده‌های (۱۰ تا ۱۳) و درگیری عاطفی ماده‌های (۱۴ تا ۱۷) تدوین شده است. در پژوهش رضانی و خامسان (۱۳۹۶) روایی محتوایی و صوری و ملاکی مقیاس مناسب ارزیابی شده است. اعتبار این مقیاس به روش همسازی درونی و با روش آلفای کرونباخ در پژوهش رضانی و خامسان (۱۳۹۶) بالای ۰/۷ برآورد شد. در این پژوهش روایی مقیاس با استفاده از نظرخواهی از استاد راهنما مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ این ابزار ۰/۸۴۸ به‌دست آمد و نشان‌دهنده اعتبار قابل قبول برای این ابزار است.

ب) پرسشنامه تعامل معلم و دانش‌آموز (questionnaire of teacher interaction-QTI): این پرسشنامه در سال (۲۰۰۱) توسط لارداسمی و کنی طراحی شده و مشتمل بر ۴۸ ماده و دو بُعد نزدیکی (همکاری یا تضادورزی) و اثرگذاری (تسلط یا تسلیم) گسترش یافت (فیشر، فریزر، وایلس و بریکلمانس، ۱۹۹۳). در این نسخه، برای معلم در تعامل با دانش‌آموزان، این چهار بُعد به صورت ۸ بُردار رفتاری متفاوت شامل رهبری، رفتار کمک‌کننده/دوستانه، درک کردن، مسئولیت‌پذیری/آزادی فراگیر، نامطمئن‌بودن، ناراضی‌بودن، تنبیه‌کردن و سختگیربودن از یکدیگر متمایز می‌شوند. لارداسمی و کنی (۲۰۰۱) تأکید کردند که ضرایب اعتبار پرسشنامه تعامل معلم دانش‌آموز در نمونه‌های معلمان بین ۰/۶۰ تا ۰/۸۲ به‌دست آمد. در مطالعه آزاد و شگری (۱۳۹۸)، در پژوهش قدسی و همکاران (۱۳۹۸) اعتبار آزمون به روش آلفای کرونباخ برای متغیر کمک و یاری ۰/۷۱، رفتار سختگیرانه ۰/۶۵، رهبری ۰/۸۴، درک و فهم ۰/۷۷، نبود اطمینان ۰/۸۲، سرزنش‌کردن ۰/۶۸ و نبود رضایت ۰/۷۵ به‌دست آمد. در این پژوهش روایی پرسشنامه با استفاده از نظرخواهی از استاد راهنما مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ برای این ابزار ۰/۸۱۲ به‌دست آمد و نشان‌دهنده اعتبار قابل قبول برای این ابزار است.

ج) پرسشنامه سبک اسناد (attributional style questionnaire-ASQ): فرم تجدیدنظرشده پرسشنامه سبک‌های اسنادی توسط سلیگمن و سینگ (۱۹۸۲) ارائه شد. این پرسشنامه شامل ۱۲ موقعیت فرضی (۶ موقعیت مثبت و ۶ موقعیت منفی) است و ۴۸ ماده دارد. در این آزمون از فرد خواسته می‌شود که تصور کند در آن موقعیت قرار دارد و درباره علت اصلی آن موقعیت تصمیم بگیرد و سپس به سؤالات در یک طیف هفت درجه‌ای پاسخ دهد. پترسون و همکاران (۱۹۸۲) ثبات درونی مقیاس‌های هسته‌علیت، ثبات و عمومیت را با استفاده از فرمول آلفای کرونباخ ۰/۴۴ تا ۰/۶۹ گزارش کردند. در پژوهش قدوسی و همکاران (۱۳۹۸) ضریب آلفای کرونباخ برای اسناد درونی ۰/۶۸ و برای اسناد کلی ۰/۷۲ به‌دست آمد. در این پژوهش روایی پرسشنامه با استفاده از نظرخواهی از استاد راهنما مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ برای این ابزار ۰/۸۰۳ به‌دست آمد و نشان‌دهنده اعتبار قابل قبول برای این ابزار است.

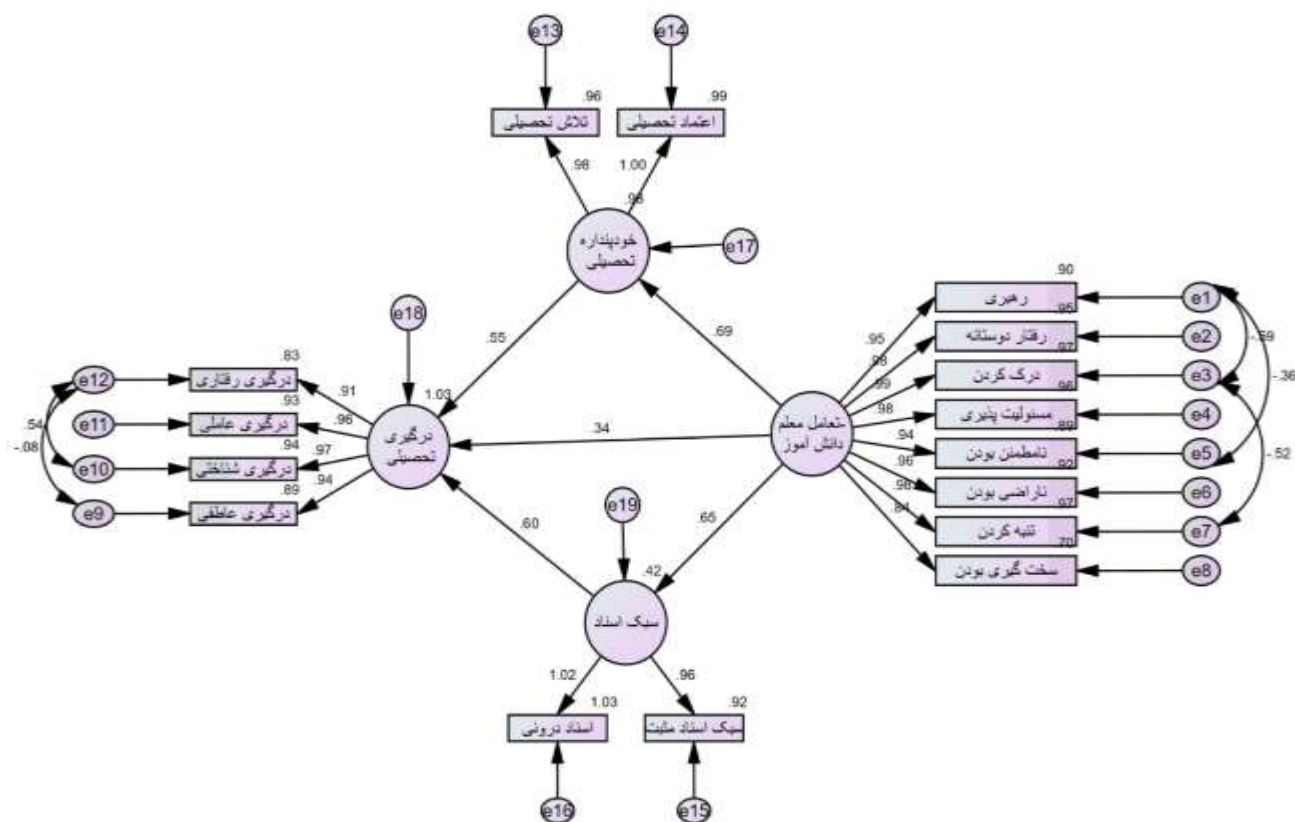
د) پرسشنامه خودپنداره تحصیلی (academic self-concept questionnaire-ASCQ): پرسشنامه خودپنداره تحصیلی را لیو و وانگ (۲۰۰۵) طراحی کردند. گویه‌ها پاسخ‌های مثبت و منفی دارد. پرسشنامه شامل دو خرده‌مقیاس است: زیرمقیاس اعتماد تحصیلی دانش‌آموزان و زیرمقیاس تلاش تحصیلی دانش‌آموزان را اندازه می‌گیرد. براساس مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای (بلی همیشه: ۵ و خیر همیشه: ۱) به سؤال‌ها پاسخ دهد. گورونئی، خیر و هاشمی (۱۳۹۰) روایی پرسشنامه را براساس شاخص‌های همسانی درونی تحلیل عاملی تحلیل کردند که نتایج نشان دادند پرسشنامه از روایی مطلوبی برخوردار بود. اعتبار را براساس آلفای کرونباخ ۰/۶۷ به‌دست آوردند. در پژوهش پریاریزی، توحیدی، خزری مقدم (۲۰۱۸) پرسشنامه خودپنداره تحصیلی با در نظر گرفتن دو عامل (اعتماد تحصیلی و تلاش تحصیلی) به روش تحلیل عاملی بررسی و روایی سازه تأیید شد. در این پژوهش روایی پرسشنامه با استفاده از نظرخواهی از استاد راهنما مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ برای این ابزار ۰/۷۹۲ به‌دست آمد و نشان‌دهنده اعتبار قابل قبول برای این ابزار است.

برای طبقه‌بندی و تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه، انحراف معیار و...) و آمار استنباطی (تحلیل مسیر جهت بررسی روابط ساختاری بین متغیرهای پژوهش) استفاده شد.

• یافته‌ها

پیش از بررسی مدل پژوهش به بررسی رعایت پیش‌فرض‌ها پرداخته شد. ابتدا ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش بررسی گردید. نتایج ضرایب ماتریس همبستگی نشان داد بین تمامی مؤلفه‌های و متغیرهای پژوهش همبستگی معقولی برقرار است. شاخص‌های مربوط به کجی و کشیدگی در محدوده -۲ تا +۲ قرار داشتند و توزیع داده‌ها برای متغیرهای پژوهش نرمال بود. آزمون کولوموگروف اسمیرنوف نیز نشان داد که توزیع از منحنی نرمال پیروی می‌کند.

برای بررسی اثرهای مستقیم و غیر مستقیم متغیرهای رابطه تعامل معلم- دانش‌آموز با درگیری تحصیلی با نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی از روش مدل معادلات ساختاری روش تحلیل مسیر استفاده شده است که در شکل ۱ مدل ساختاری در حالت تخمین استاندارد شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱. مدل ساختاری پژوهش با ضرایب استاندارد

جدول ۱ ضرایب مسیرهای مستقیم مدل فرضی نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی در رابطه تعامل معلم- دانش‌آموز با درگیری تحصیلی در دانش‌آموزان را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود ضرایب مسیر مربوط به اثرهای مستقیم متغیرهای پژوهش معنادار است.

جدول ۱. نتایج آزمون اثرات مستقیم متغیرهای پژوهش

روابط	ضریب استاندارد نشده	ضریب استاندارد شده	خطای برآورد	آماره t	سطح معناداری
تعامل معلم- دانش‌آموز ← درگیری تحصیلی	۰/۱۵	۰/۳۴	۰/۰۴	۳/۷۶	۰/۰۰۰۱
تعامل معلم- دانش‌آموز ← خودپنداره تحصیلی	۱/۷۴	۰/۶۹	۰/۰۴	۴۲/۱۴	۰/۰۰۰۱
تعامل معلم- دانش‌آموز ← سبک اسناد	۲/۰۵	۰/۶۵	۰/۱۰	۱۸/۰۹	۰/۰۰۰۱
خودپنداره تحصیلی ← درگیری تحصیلی	۰/۴۵	۰/۵۵	۰/۰۷	۱۳/۴۱	۰/۰۰۰۱
سبک اسناد ← درگیری تحصیلی	۰/۹۶	۰/۶۰	۰/۰۹	۱۷/۹۰	۰/۰۰۰۱

با توجه به جدول ۲ در سطح خطای ۰/۰۵ متغیر تعامل معلم- دانش‌آموز، درگیری تحصیلی را به میزان ۰/۳۸ به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیر میانجی خودپنداره تحصیلی تحت تأثیر قرار داده است.

جدول ۲. نتایج آزمون اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیر میانجی خودپنداره تحصیلی

روابط	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	خطای برآورد	آماره t	سطح معناداری
تعامل معلم- دانش‌آموز ← خودپنداره تحصیلی ← درگیری تحصیلی	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۷۲	۰/۰۶	۳/۲۰	۰/۰۰۰۱

طبق نتایج جدول ۳ در سطح خطای ۰/۰۵ متغیر تعامل معلم- دانش‌آموز، درگیری تحصیلی را به میزان ۰/۳۹ به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیر میانجی سبک اسناد تحت تأثیر قرار داده است.

جدول ۳. نتایج آزمون اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیر میانجی سبک اسناد

روابط	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	خطای برآوری	آماره t سطح معناداری	نتیجه
تعامل معلم- دانش آموز ← سبک اسناد ← درگیری تحصیلی	۰/۳۴	۰/۳۹	۰/۷۳	۰/۰۵	۳/۰۰	تأیید فرضیه

در جدول ۴ شاخص‌های برازش مدل گزارش شده است که نتایج نشان می‌دهد مدل از برازش مناسبی برخوردار است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل کلی

شاخص	محاسبه شده	میزان قبول
df ^۲ X	۲/۵۳	<۳
RMSEA	۰/۰۱	<۰/۰۸
CFI	۰/۹۴	۰/۹≤
GFI	۰/۹۳	۰/۹<
IFI	۰/۹۴	۰/۹≤
RFI	۰/۹۱	۰/۹≤

• بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی سبک اسناد و خودپنداره تحصیلی در رابطه بین تعامل معلم- دانش‌آموز با درگیری تحصیلی دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهرستان جم انجام گرفت. در پژوهش حاضر مدل روابط مستقیم و غیرمستقیم متغیرها آزمون شد و همان‌گونه که در نتایج یافته‌ها مشاهده شد الگوی پیشنهادی برازش قابل قبولی نشان داد. اولین یافته پژوهش نشان‌دهنده تأثیر مستقیم تعامل معلم- دانش‌آموز بر درگیری تحصیلی بود که با یافته‌های رضایی و همکاران (۱۴۰۱)، نادمی و همکاران (۱۴۰۰)، محمدی و یوسفی (۱۳۹۷)، یوان (۲۰۲۴)، روردا و همکاران (۲۰۲۱) همسو است. در تبیین یافته‌های این یافته می‌توان بیان کرد که تعامل مثبت و سازنده بین معلم و دانش‌آموز، که شامل ایجاد محیطی حمایتی، توجه به نیازهای فردی و ارائه بازخوردهای مؤثر است، می‌تواند به افزایش مشارکت فعال دانش‌آموزان در فرآیند یادگیری منجر شود. از سوی دیگر، تعامل ناکافی با معلم می‌تواند منجر به کاهش انگیزه و بی‌تفاوتی تحصیلی شود. بنابراین، درگیری تحصیلی که به معنای مشارکت فعال دانش‌آموزان در فعالیت‌های آموزشی و درک عمیق از مفاهیم درسی است، به شدت تحت تأثیر کیفیت تعاملات آنها با معلمان قرار دارد. به‌طور خلاصه، ارتباط مستقیم و معناداری بین تعامل معلم- دانش‌آموز و درگیری تحصیلی وجود دارد، به‌گونه‌ای که تعاملات مثبت و حمایتی معلمان می‌تواند به ارتقای درگیری تحصیلی و بهبود عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان منجر شود.

یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه دوم نیز نشان داد که رابطه معناداری بین تعامل معلم- دانش‌آموز با خودپنداره تحصیلی وجود دارد. که با نتایج پژوهش نادمی و همکاران (۱۴۰۰)، قدسی و همکاران (۱۳۹۸) همسو است. در تبیین یافته‌های این یافته می‌توان بیان کرد که معلم به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل محیطی در فرآیند آموزشی، نقش به‌سزایی در شکل‌گیری و توسعه خودپنداره تحصیلی دانش‌آموزان ایفا می‌کند. تعاملات مثبت معلم با دانش‌آموز، که شامل توجه، حمایت، تشویق و بازخوردهای مثبت می‌شود، می‌تواند به تقویت خودپنداره تحصیلی دانش‌آموزان منجر شود. این تعاملات باعث می‌شوند که دانش‌آموزان احساس ارزش‌مندی و توان‌مندی بیشتری در محیط تحصیلی داشته باشند و این مستقیماً بر خودپنداره تحصیلی آنها تأثیر می‌گذارد. در مقابل، تعاملات منفی مانند انتقاد مکرر، نادیده‌گرفتن یا برخوردهای غیرمنصفانه می‌توانند به کاهش خودپنداره تحصیلی دانش‌آموزان منجر شوند.

همچنین یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه سوم نشان داد که رابطه معناداری بین تعامل معلم- دانش‌آموز با سبک اسناد وجود دارد. یافته‌های حاصل از نتایج این فرضیه با یافته‌های نادمی و همکاران (۱۴۰۰)، قدسی و همکاران (۱۳۹۸)، وونگ و همکاران (۲۰۲۲) همسو است. در تبیین یافته‌ها باید گفت، که تعامل معلم- دانش‌آموز می‌تواند تأثیر عمیقی بر سبک اسناد دانش‌آموزان بگذارد. سبک اسناد به شیوه‌ای اشاره دارد که فرد موفقیت‌ها و شکست‌های خود را تفسیر می‌کند و می‌تواند درونی (مانند تلاش، توانایی) یا بیرونی (مانند شانس، سختی تکلیف) باشد. هنگامی که معلم با دانش‌آموزان به صورت مؤثر تعامل می‌کند، دانش‌آموزان احساس ارزش‌مندی بیشتری پیدا می‌کنند که می‌تواند منجر به افزایش اسناد درونی شود. اسناد درونی به این معنا است که دانش‌آموزان موفقیت‌های خود را

به عوامل قابل کنترل مثل تلاش و پشتکار نسبت می‌دهند و نه به عوامل بیرونی مانند شانس. در مقابل، اگر تعامل معلم- دانش‌آموز ضعیف باشد، دانش‌آموزان شکست‌های خود را به عوامل بیرونی نسبت می‌دهد و در نتیجه انگیزه کمتری برای تلاش دارد. این رابطه بین تعامل معلم- دانش‌آموز و سبک اسناد به‌خصوص در میان دانش‌آموزان متوسطه دوم، که در مرحله حساس رشد شخصیت و تحصیل قرار دارند، از اهمیت بیشتری برخوردار است. این دانش‌آموزان با بهره‌گیری از تعامل مثبت معلمان خود می‌توانند به سبک اسنادی دست یابند که براساس آن مسئولیت پیشرفت‌های تحصیلی خود را بر عهده گرفته و با انگیزه بیشتری به یادگیری ادامه دهند. یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه چهارم نشان داد که رابطه معناداری بین خودپنداره تحصیلی با درگیری تحصیلی وجود دارد که با یافته‌های نادمی و همکاران (۱۴۰۰)، قدسی و همکاران (۱۳۹۸)، اسپنیتزلر و همکاران (۲۰۲۱)، گالیوگیو و سامسینار (۲۰۱۹) همسو است. در تبیین یافته‌های این فرضیه می‌توان بیان کرد دانش‌آموزانی که خودپنداره تحصیلی مثبتی دارند، معمولاً احساس می‌کنند که توانایی لازم برای موفقیت در تحصیل را دارند و به‌همین دلیل، با انگیزه بیشتری به فعالیت‌های آموزشی می‌پردازند. این احساس کفایت باعث می‌شود که آنان به‌طور فعال در کلاس‌ها شرکت کنند، تکالیف خود را با دقت و پشتکار بیشتری انجام دهند و در تعاملات کلاسی بیشتر درگیر شوند.

یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه پنجم نشان داد که رابطه معناداری بین سبک اسناد با درگیری تحصیلی وجود دارد. این یافته با یافته‌های شیروانی‌راد و همکاران (۱۴۰۰)، نادمی و همکاران (۱۴۰۰) همسو است در تبیین یافته‌های این یافته می‌توان بیان کرد وقتی دانش‌آموزان سبک اسناد درونی (مانند توانایی و تلاش) را برای موفقیت‌های تحصیلی خود انتخاب می‌کنند، به احتمال زیاد انگیزه و مشارکت تحصیلی بیشتری از خود نشان می‌دهند. این سبک اسناد باعث تقویت احساس کنترل در دانش‌آموز می‌شود، که از عوامل کلیدی در افزایش درگیری تحصیلی است. به‌علاوه، سبک اسناد مثبت می‌تواند به تقویت اعتماد به نفس و کاهش اضطراب منجر شود و در نتیجه دانش‌آموزان را به مشارکت فعال‌تر در فرآیند یادگیری ترغیب کند. در مقابل، دانش‌آموزانی که شکست‌ها را به عوامل بیرونی مانند شانس یا دشواری امتحانات نسبت می‌دهند، ممکن است کمتر درگیر فعالیت‌های تحصیلی شوند زیرا احساس می‌کنند کنترل کمتری بر نتایج دارند.

یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه ششم نشان داد که متغیر تعامل معلم- دانش‌آموز، درگیری تحصیلی را به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیر میانجی خودپنداره تحصیلی تحت تأثیر قرار داده است. این یافته با نتایج پژوهش‌های رضایی و همکاران (۱۴۰۱)، نادمی و همکاران (۱۴۰۰) همسو است. در تبیین یافته‌های این فرضیه می‌توان بیان کرد که تعامل مثبت و سازنده میان دانش‌آموز و معلم، یکی از عوامل کلیدی در شکل‌گیری باورهای تحصیلی دانش‌آموزان است. وقتی دانش‌آموزان احساس کنند که معلمان‌شان به آنها احترام می‌گذارند، به موفقیت تحصیلی آنها اهمیت می‌دهند و از آنها حمایت می‌کنند، این تعاملات مثبت به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بر شکل‌گیری خودپنداره تحصیلی مؤثر است. اگر این خودپنداره مثبت باشد، دانش‌آموز با انگیزه و اعتماد به نفس بیشتری به فعالیت‌های تحصیلی خود مشغول می‌شود. به‌عبارت دیگر، تعامل مثبت دانش‌آموز با معلم، خودپنداره تحصیلی مثبتی را در دانش‌آموز ایجاد می‌کند که به نوبه خود منجر به افزایش درگیری تحصیلی او می‌شود. این درگیری تحصیلی می‌تواند به‌صورت انگیزه برای انجام تکالیف، مشارکت در کلاس و تمایل به یادگیری بیشتر بروز یابد.

یافته‌های حاصل از نتایج فرضیه هفتم نشان داد که متغیر تعامل معلم- دانش‌آموز، درگیری تحصیلی را به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیر میانجی سبک اسناد تحت تأثیر قرار داده است. این نتایج با یافته‌های شیروانی‌راد و همکاران (۱۴۰۰) همسو است. در تبیین یافته‌های این فرضیه باید گفت که سبک اسناد به‌نحوه‌ای اشاره دارد که دانش‌آموزان دلایل موفقیت‌ها و شکست‌های تحصیلی خود را تبیین می‌کنند. دانش‌آموزانی که موفقیت‌های خود را به عوامل داخلی مانند تلاش و توانمندی‌های شخصی نسبت می‌دهند، معمولاً درگیری تحصیلی بالاتری دارند و به تعامل مثبت با معلم خود می‌پردازند. از سوی دیگر، دانش‌آموزانی که شکست‌های خود را به عوامل خارجی و خارج از کنترل خود نسبت می‌دهند، ممکن است انگیزه کمتری برای مشارکت فعال در فرآیند یادگیری داشته باشند. این تعامل زمانی به‌صورت غیرمستقیم و معنادار نمود پیدا می‌کند که سبک اسناد به‌عنوان واسطه‌ای بر چگونگی تأثیر تعامل دانش‌آموز با معلم بر درگیری تحصیلی اثر بگذارد. به‌عبارت دیگر، وقتی دانش‌آموزان در تعامل با معلم خود احساس حمایت و همدلی کنند، سبک

اسنادی مثبتی در آنها تقویت می‌شود که به نوبه خود منجر به افزایش درگیری تحصیلی دانش‌آموزان و در نهایت به بهبود عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان منجر شود.

• نتیجه‌گیری

با جمع‌بندی نتایج پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت که تعامل معلم-دانش‌آموز به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی، نقش مهمی در ارتقای درگیری تحصیلی، خودپنداره تحصیلی و سبک اسناد دانش‌آموزان ایفا می‌کند و می‌تواند این متغیرها را بهبود بخشد. این یافته‌ها بر اهمیت ارتباط مؤثر میان معلمان و دانش‌آموزان در محیط‌های آموزشی تأکید داشته و نشان می‌دهد که روابط حمایتگرانه معلمان می‌تواند موجب تقویت خودباوری تحصیلی و افزایش مشارکت دانش‌آموزان در فعالیت‌های درسی شود. علاوه بر این، بررسی نقش واسطه‌ای خودپنداره تحصیلی و سبک اسناد نشان داد که این متغیرها می‌توانند رابطه بین تعامل معلم-دانش‌آموز و درگیری تحصیلی را به‌صورت غیرمستقیم تقویت کنند. به‌عبارت دیگر، هرچند تعامل مستقیم معلم و دانش‌آموز تأثیر قابل توجهی بر افزایش درگیری تحصیلی دارد، اما هنگامی که این تعامل با خودپنداره تحصیلی و سبک اسناد مطلوب همراه شود، اثر آن قوی‌تر و معنادارتر خواهد بود. مطابق با یافته‌های فوق، پیشنهاد می‌شود که معلمان برنامه‌های تعاملی بیشتری را با بهره‌گیری از روش‌های آموزشی فعال و فعالیت‌های یادگیری مبتنی بر همکاری در کلاس‌های درس اجرا کنند تا دانش‌آموزان در فرآیند یادگیری بیشتر درگیر شوند. همچنین ارائه بازخوردهای مثبت به دانش‌آموزان می‌تواند به شناسایی نقاط قوت تحصیلی آنان کمک کرده و استفاده از تکنیک‌های شناختی-رفتاری می‌تواند در تقویت سبک اسناد مثبت مؤثر باشد. از مهم‌ترین محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به نوع همبستگی طرح مطالعه و علی نبودن روابط به‌دست آمده اشاره کرد. ابزارهای اندازه‌گیری نیز خودگزارشی بودند و جامعه آماری محدود به یک شهر بوده است؛ بنابراین نتایج قابل تعمیم به سایر جوامع و گروه‌های سنی نیستند.

• تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافع وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از کلیه شرکت‌کنندگان در پژوهش تشکر و قدردانی می‌شود.

• منابع

- رضایی، زینب؛ بردبار، مریم؛ زارع زردبینی، فاطمه. (۱۴۰۱). رابطه معلم-دانش‌آموز و درگیری تحصیلی نوجوانان: نقش واسطه‌ای احساس تعلق به مدرسه. *رویش روان‌شناسی*، ۱۱(۹)، ۴۵-۵۶. <https://doi.org/20.1001.1.2383353.1401.11.9.5.8>
- شیرازی تهرانی، علی‌رضا؛ میردريکوند، جاودانی؛ مریم. (۱۳۹۴). اثربخشی آموزش بازسازی شناختی در اصلاح سبک‌های اسنادی دانش‌آموزان. *فصلنامه مطالعات آموزشی و آموزشگاهی*، ۴(۱)، ۶۹-۷۸. <https://doi.org/20.1001.1.2423494.1394.4.1.4.7>
- ستوده اصل، مریم؛ محمدی‌فر، محمدعلی. (۱۴۰۳). رابطه اهداف پیشرفت با خودپنداره تحصیلی: نقش واسطه‌گری کمال‌گرایی دانش‌آموزان. *نشریه روان‌شناسی*، ۲۸(۳)، ۲۵۵-۲۶۳. <http://www.iranapsy.ir/Article/44272/FullText>
- شیروانی‌راد، علی؛ کاظمی، آزاده؛ سلیمانی، شهرزاد؛ سلطانی، زهرا؛ صبحی، افسانه. (۱۴۰۰). رابطه سبک‌های اسناد و مکانیسم‌های دفاعی با درگیری تحصیلی در دانشجویان مواجه با کووید-19 شهر زنجان. *کنفرانس بین‌المللی علوم تربیتی، روان‌شناسی، علوم ورزشی و تربیت بدنی*. <https://sid.ir/paper/902319/fa>
- صحراگرد فرجی، سمیرا؛ هارون رشیدی، همایون؛ کاظمیان مقدم، کبری. (۱۴۰۱). اثربخشی مداخله مثبت‌نگر بر باورهای انگیزشی دانش‌آموزان دارای افت تحصیلی. *پژوهش‌نامه روان‌شناسی مثبت*، ۸(۲)، ۵۱-۶۴. <https://doi.org/10.22108/PPLS.2022.130539.2183>
- طولابی، سعید؛ متولی‌زاده، نرجس. (۱۴۰۰). تأثیر آموزش خلاقیت نمایشی بر حافظه کاری و درگیری با تکالیف دانش‌آموزان دوره ابتدایی. *نشریه روان‌شناسی*، ۲۵(۳)، ۴۴۲-۴۵۷. <https://doi.org/20.1001.1.18808436.1400.25.3.7.1>

- عظیمی، کامیار، حسن‌آبادی، حمیدرضا، و عربزاده، مهدی. (۱۳۹۷). اثربخشی بازآموزی اسنادی بر استیصال اکتسابی و سبک‌های اسنادی دانش‌آموزان با پیشرفت تحصیلی پایین. فصلنامه سلامت روان کودک، ۵(۴)، ۸۰-۹۲. <https://www.ensani.ir/fa/article/398117>
- قدسی، احمد؛ طالع‌پسند، سیاوش؛ رضایی، علی‌محمد؛ محمدی‌فر، محمدعلی. (۱۳۹۸). پیشابندهای درگیری تحصیلی: آزمون مدلی براساس نظریه انتظار-ارزش. فصلنامه روان‌شناسی تربیتی، ۱۵(۵۱)، ۲۳۱-۲۵۷. <https://doi.org/10.22054/jep.2019.41786.2675>
- جعفری، مجید؛ آتش‌افروز، عسگر؛ حاجی‌یخچالی، علیرضا؛ جعفری، فائزه. (۱۴۰۳). آزمون مدل رابطه درگیری تحصیلی مبتنی بر عملکرد خانواده با نقش میانجی مسئولیت‌پذیری و امید تحصیلی در دانش‌آموزان دوره متوسطه اول. مجله روان‌شناسی، ۲۸(۴)، ۴۷۶-۴۸۸. <http://iranapsy.ir/fa/Article/43349>
- کشت‌ورز کندازی، احسان؛ رضایی‌فرد، اکبر؛ توماج، عبدالجلال. (۱۴۰۰). نقش واسطه‌ای خودپنداره تحصیلی در رابطه بین امید به تحصیل و رفتار غیرمولد تحصیلی. نشریه روان‌شناسی، ۲۵(۳)، ۴۹۰-۵۱۰. <https://doi.org/20.1001.1.18808436.1400.25.3.6.0>
- کریمی، یوسف. (۱۴۰۱). روان‌شناسی اجتماعی (ویرایش سوم). تهران: انتشارات ارسباران. محمدی باغملائی، حیدر؛ یوسفی، فریده. (۱۳۹۷). رابطه ساختاری تعامل معلم-دانش‌آموز، درگیری تحصیلی و سازگاری دانش‌آموزان با مدرسه. مطالعات آموزش و یادگیری، ۱۰(۲)، ۷۵-۹۹. <https://doi.org/10.22099/JSLI.2019.29377.2545>
- محمدی، مهدی؛ ناصری جهرمی، رضا؛ مختاری، زینب؛ حسامپور، زهرا؛ ناصری جهرمی، راحیل. (۱۳۹۹). تجارب زیسته معلمان دوره ابتدایی از ذهن‌آگاهی حین تدریس. تدریس پژوهی، ۱۸(۱)، ۱۹-۳۷. <https://doi.org/10.34785/J012.2020.728>
- نادمی، مهدیه سادات؛ محمدی آریا، علیرضا؛ خوئینی، فاطمه. (۱۴۰۰). الگوی علی روابط ادراک محیط اجتماعی با انگیزش تحصیلی با نقش میانجی انتظارات تحصیلی، سبک‌های اسنادی و هیجانات تحصیلی. سلامت روان کودک، ۸(۳)، ۱۰۲-۱۱۸. <https://doi.org/10.52547/jcmh.8.3.9>
- یعقوبی، ابوالقاسم؛ فروتن‌بقا، پریسا؛ محقق، حسین. (۱۳۹۳). بررسی اثربخشی آموزش امید بر سبک‌های اسنادی دانشجویان. مطالعات روان‌شناسی بالینی، ۵(۱۷)، ۱۹-۳۳. https://jcps.atu.ac.ir/article_1036.html
- Adeola, J. A., & Joe, A. I. (2021). Development and factor structure of adolescents' academic self-concept scale among senior secondary schools in Rivers State. *Journal of Early Adolescence*. <https://doi.org/10.1177/08902070221126789>
- Aldrup, K., Carstensen, B., & Klusmann, U. (2022). Is empathy the key to effective teaching? A systematic review of its association with teacher-student interactions and student outcomes. *Educational Psychology Review*, 34(3), 1177-1216. <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09649>
- Basith, A. (2021). The relationship among academic self-concept, academic self-esteem, and academic achievement. *Konselor*, 10(2), 36-42. <https://doi.org/10.24036/02021102111813-0-00>
- Burns, R., Crisp, D., & Burns, R. (2019). Re-examining the reciprocal effects model of self-concept, self-efficacy, and academic achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 90. <https://doi.org/10.1111/bjep.12265>
- Chipchase, L., Davidson, M., Blackstock, F., Bye, R., Clothier, P., & Klupp, N. (2017). Conceptualizing and measuring student disengagement in higher education: A synthesis of the literature. *International Journal of Higher Education*, 6, 31-42. <https://doi.org/10.5430/ijhe.v6n2p31>
- Datu, J. A. D., & King, R. B. (2018). Subjective well-being is reciprocally associated with academic engagement: A two-wave longitudinal study. *Journal of School Psychology*, 69, 100-110. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2018.05.007>
- Galugu, N. S., & Samsinar, S. (2019). Academic self-concept, teacher support, and student engagement in school. *Journal Psikologi Pendidikan & Konseling*, 5(2), 141-147. <https://doi.org/10.26858/jppk.v5i2.10549>
- Geary, D. C., & Xu, K. M. (2022). Evolution of self-awareness and the cultural emergence of academic and non-academic self-concepts. *Educational Psychology Review*, 34(4), 2323-2349. <https://doi.org/10.1007/s10648-022-09669-2>
- Gordeeva, T. Y., Sheldon, K. M., & Sychev, O. A. (2020). Linking academic performance to optimistic attributional style. *European Journal of Psychology of Education*, 35(1), 21-48. <https://doi.org/10.1007/s10212-019-00414-y>
- Kwon, K., Kupzyk, K., & Benton, A. (2018). Negative emotionality, emotion regulation, and achievement. *Learning and Individual Differences*, 67, 33-40. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.07.004>
- Parse, A., Barzegar Bafrooei, K., & Hassani, H. (2023). Attributional style as a mediator of supportive self-environment and academic self-regulation. *Iranian Evolutionary Educational Psychology Journal*, 5(3), 199-222. <https://doi.org/10.22034/5.3.199>
- Qiao, R. (2022). A theoretical analysis of approaches to enhance students' grit and academic engagement. *Frontiers in Psychology*, 13, 889509. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.889509>
- Roorda, D. L., Zee, M., Bosman, R. J., & Koomen, H. M. (2021). Student-teacher relationships and school engagement. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 74, 101277. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2021.101277>

- Scaini, S., Caputi, M., Ogliari, A., & Oppo, A. (2020). Attributional style, mentalization, and anxiety phenotypes in school-age children. *Journal of Research in Childhood Education*, 34(4), 551–565. <https://doi.org/10.1080/02568543.2019.1710729>
- Schnitzler, K., Holzberger, D., & Seidel, T. (2021). Student engagement patterns and their relations to academic self-concept. *European Journal of Psychology of Education*, 36, 627–652. <https://doi.org/10.1007/s10212-020-00500-6>
- Wang, J., Bu, L., Li, Y., Song, J., & Li, N. (2021). Academic engagement between psychological capital and academic burnout. *Nurse Education Today*, 102, 104938. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2021.104938>
- Wong, D., Allen, K. A., & Cordoba, B. G. (2022). Attributional style, perceived teacher fairness, and school belonging. *Contemporary Educational Psychology*, 71, 102113. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2022.102113>
- Wong, T. K. Y., Parent, A. M., & Konishi, C. (2019). Feeling connected: The roles of student–teacher relationships and sense of school belonging on future orientation. *International Journal of Educational Research*, 94, 150–157. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2019.01.003>
- Yuan, L. (2024). Teacher–student interaction and academic engagement in higher education. *Acta Psychologica*, 244, 104185. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104185>

الگوی رابطه اشتیاق کاری و فرسودگی شغلی با افسردگی و شادکامی: نقش میانجی سرریز شدگی مثبت و منفی کار- خانواده و استرس

A Model of the Relationship between Work Engagement and Job Burnout with Depression and Happiness: The Mediating Role of Positive and Negative Work-Family Spillover and Stress

Sayed Meysam Dibaji, PhD[✉]

سیدمیثم دیباجی^۱

Abstract

This study aimed to determine the role of stress and work-family spillover stemming from work engagement and burnout in predicting depression and happiness among employed men. This descriptive-correlational study utilized Structural Equation Modeling. The statistical population comprised employed men in Isfahan, from whom 181 individuals were selected through convenience sampling. Participants completed the Short Form Utrecht Work Engagement Scale, the Maslach Burnout Inventory, the Work-Family Positive and Negative Spillover Scale, the Perceived Stress Scale, the Oxford Happiness Questionnaire, and the Beck Depression Inventory-II. The findings showed that work engagement exerted a direct positive and significant effect on happiness ($\beta=0.40, P<0.05$), and an additional significant indirect effect on happiness was observed through positive work-family spillover ($\beta=0.05, P<0.05$). Furthermore, burnout led to a reduction in happiness among employed men via two distinct indirect pathways: first, through the mediation of negative work-family spillover ($\beta=-0.08, P<0.05$), and second, through a serial mediating pathway including negative work-family spillover followed by perceived stress ($\beta=0.03, P<0.05$). Moreover, burnout demonstrated a direct association with depression ($\beta=-0.19, P<0.05$) and contributed to an increase in depression via the serial indirect pathway from negative work-family spillover to perceived stress ($\beta=-0.04, P<0.05$). The final model exhibited good fit with the data across absolute, incremental, and parsimony indices. Work engagement protects well-being via positive emotions and home spillover. Job burnout, however, diminishes well-being and worsens depressive symptoms through negative emotions, spillover, and increased stress.

Keywords: Work Engagement, Job Burnout, Positive and Negative Work-Family Spillover, Perceived Stress, Happiness.

چکیده

این مطالعه با هدف تعیین نقش استرس و سرریز شدگی کار- خانواده ناشی از اشتیاق کاری و فرسودگی شغلی بر افسردگی و شادکامی مردان شاغل انجام شد. تحقیق حاضر توصیفی همبستگی از نوع معادلات ساختاری است. جامعه آماری مردان شاغل شهر اصفهان است که با نمونه‌گیری دردسترس، ۱۸۱ نفر نمونه انتخاب شدند. شرکت‌کنندگان به مقیاس‌های اشتیاق شغلی اوترخت، فرسودگی شغلی، سرریز شدگی مثبت و منفی کار-خانواده، استرس ادراک‌شده، شادکامی آکسفورد و افسردگی بک پاسخ دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد اشتیاق کاری علاوه بر اثر مستقیم مثبت و معنادار بر شادکامی ($\beta=0.40, P<0.05$)، اثر غیرمستقیم معناداری نیز از طریق سرریز شدگی مثبت کار-خانواده اعمال می‌کند ($\beta=0.05, P<0.05$). فرسودگی شغلی نیز از دو مسیر غیرمستقیم؛ یکی از طریق میانجیگری سرریز شدگی منفی کار- خانواده ($\beta=-0.08, P<0.05$) و مسیر دوم از طریق یک مسیر میانجی‌گری متوالی سرریز شدگی منفی کار-خانواده و سپس استرس ادراک‌شده ($\beta=-0.03, P<0.05$) با کاهش شادکامی در نمونه مرتبط است. همچنین، فرسودگی شغلی با افسردگی علاوه بر ارتباط مستقیم ($\beta=-0.19, P<0.05$) از طریق مسیر غیرمستقیم متوالی سرریز شدگی منفی کار- خانواده به استرس ادراک‌شده ($\beta=0.03, P<0.05$) نیز ارتباط دارد. الگوی نهایی پژوهش با داده‌ها از نظر شاخص‌های مطلق، تطبیقی و مقتصد برازش داشت. به نظر می‌رسد اشتیاق کاری با ایجاد هیجانات مثبت و سرریز شدگی به خانه، نقش حفاظتی داشته و شادکامی را افزایش می‌دهد. در مقابل، فرسودگی شغلی با تولید هیجانات منفی و سرریز شدگی آن و نیز افزایش استرس، هم شادکامی را کاهش می‌دهد و هم نشانه‌های افسردگی را تشدید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: اشتیاق کاری، فرسودگی شغلی، سرریز شدن مثبت و منفی کار- خانواده، استرس ادراک‌شده، شادکامی

● مقدمه

مطالعه مردان شاغل از حیث شادکامی و افسردگی از آن جهت ضروری است که هنجارهای سنتی مردانگی با تعامل کار- خانواده تلاقی منحصر به فردی می‌یابند. بهزیستی مردان تحت تأثیر رضایت شغلی و احساس تأثیرگذاری در کار قرار می‌گیرد (ماتود و همکاران، ۲۰۲۴)، که همسو با آرمان "اولویت کار" در مورد مردان است (مخولپا و سومبانه، ۲۰۲۵). در این بین، اشتیاق کاری به‌عنوان پیش‌درآمدی برای افزایش شادکامی عمل می‌کند (تورتمولا و اوزون، ۲۰۲۵) و این پیامد مثبت، از طریق سرریزشدگی مثبت کار- خانواده، کیفیت زندگی خانوادگی را بهبود می‌بخشد (بارخوا و یوتهاتاما، ۲۰۲۳). در مقابل، فرسودگی شغلی، خطر افسردگی و پریشانی روان‌شناختی را به‌طور قابل توجهی افزایش می‌دهد (گونزالز-ریکو و همکاران، ۲۰۲۲). این وضعیت منفی، با ایجاد خستگی و تحلیل منابع، سرریزشدگی منفی کار- خانواده را تشدید کرده و به افزایش افسردگی منجر می‌شود (کوتوبال-رودلز و همکاران، ۲۰۲۵).

علاوه بر این، پایداری به هنجارهای سخت‌گیرانه مردانگی نظیر محدودیت عاطفی و خوداتکایی به تعارض نقش جنسیتی می‌انجامد که سلامت روانی را به‌شکل منفی تحت تأثیر قرار داده و رفتار کمک‌جویی را سرکوب می‌کند. در نتیجه، علائم افسردگی ممکن است به صورت رفتارهای برون‌ریز (مانند پرخاشگری یا سوء‌مصرف مواد) ظاهر شوند و بار واقعی افسردگی در مردان دست‌کم گرفته می‌شود (سیلو و کرشوا، ۲۰۲۰؛ ویتلی، ۲۰۲۱). هنجارهای جنسیتی بر تجربه پایین‌تر شادکامی مردان نیز اثرگذار است (کیزر و همکاران، ۲۰۲۵) و عوامل اجتماعی- اقتصادی مانند وضعیت اشتغال و درآمد خانوار نیز به‌طور معناداری با احتمال شادبودن/ بسیار شادبودن مردان مرتبط است، که نشان‌دهنده وابستگی بیشتر مردان به معیارهای سنتی موفقیت است (آلکان و کاوالچی، ۲۰۲۳).

مطالعات اخیر تحت تأثیر روان‌شناسی مثبت، بر توانمندی‌های روانی و لزوم پیش‌بینی و طراحی مداخلات برای ارتقا شادکامی و بهزیستی تأکید دارند (ریورا و همکاران، ۲۰۲۴؛ کار و همکاران، ۲۰۲۴). شادکامی به‌معنای تجربه لذت، رضایت و بهزیستی مثبت با احساس زندگی معنادار است (سلیگمن، ۲۰۰۲)، که هسته آن، ارزیابی فرد از زندگی و علاقه به آن است (اویشی و وستگیت، ۲۰۲۲)؛ هرچند این ارزیابی تحت تأثیر مقایسه اجتماعی نیز قرار می‌گیرد (لی، ۲۰۲۲). افراد شاد و ناشاد راهبردهای شناختی، قضاوتی و انگیزشی متمایزی دارند (هونگ و همکاران، ۲۰۲۵؛ فیشر و همکاران، ۲۰۲۱) که اغلب به‌صورت ناآگاهانه عمل می‌کنند (لیوبومیرسکی، ۲۰۰۱) و در نهایت به ادراک و تفکر مثبت‌تر نسبت به حوادث زندگی منجر می‌شود (ریورا و همکاران، ۲۰۲۴).

از منظر فلسفی، دیدگاه لذت‌گرا (hedonic view) به شادکامی بر هیجانات مثبت و رضایت از زندگی متمرکز است (پترسون و همکاران، ۲۰۰۵؛ لوماس و وندرویل، ۲۰۲۳)؛ در حالی که دیدگاه خوش‌روانی (eudaimonic view)، شادکامی را حاصل زندگی مبتنی بر ارزش‌ها، معنا و تحقق خود می‌داند (رایان و دسی، ۲۰۰۱؛ ویترسو، ۲۰۱۶) که بلندمدت است (رایان و همکاران، ۲۰۰۸). در این بین الگوی ترکیبی سلیگمن (۲۰۰۲) سه مسیر لذت، اشتیاق و معناداری را برای دستیابی به خوش‌روانی پیشنهاد می‌کند که رویکردی عملی محسوب می‌شود. لذا از آنجایی که کار، منبع هویت، معنا و اشتیاق است (سلیگمن، ۲۰۰۲؛ اسکات، ۲۰۲۲)، اشتیاق کاری (شافلی و همکاران، ۲۰۰۲) با ویژگی‌هایی چون قدرت، وقف و جذب، بازخوردهای مثبتی مانند حس قدردانی و موفقیت (باکر و اورلمنز، ۲۰۱۶) را ایجاد کرده و مستقیم با شادکامی (یوزیاتی، ۲۰۱۳) و یا از مسیرهایی مثل غنی‌سازی کار- خانواده (کاشیپا و ارورا، ۲۰۲۲) به شادکامی (هندایانی و همکاران، ۲۰۲۳) مرتبط است.

سرریزشدگی مثبت کار- خانواده که از آن به‌عنوان غنی‌سازی کار- خانواده نیز یاد شده است، پدیده‌ای است که در آن تجربیات، مهارت‌ها، منابع و عواطف مثبت تولیدشده در قلمرو کار، به کیفیت زندگی و عملکرد در قلمرو خانواده کمک می‌کنند (لیو و همکاران، ۲۰۲۵؛ پاول و گرینهاوس، ۲۰۰۶). این سازه از طریق دو مسیر اصلی شادکامی را تقویت می‌کند: ۱. مسیر ابزاری (instrumental pathway) که طی آن کسب موفقیت‌آمیز منابع کاری (مانند خودکارآمدی یا مهارت‌های تخصصی) به مدیریت بهتر نقش‌ها و نیازهای خانوادگی و در نتیجه افزایش رضایت می‌انجامد (کارلسون و همکاران، ۲۰۲۱)؛ ۲. مسیر عاطفی (affective pathway) که شامل انتقال حالات عاطفی مثبت (شادی، شور و سرزندگی) از تجربیات شغلی پاداش‌دهنده به خانه است و با تقویت خلق‌وخو و تعاملات سازنده، مستقیماً به بهزیستی ذهنی و رضایت از زندگی کمک می‌کند (ساوارد، ۲۰۲۳). در مجموع، این سازوکار دوسویه کسب منابع، با به حداکثر رساندن سودمندی منابع در نقش‌های مختلف، بهزیستی روان‌شناختی را حفظ کرده و در نهایت، به حس جامع‌تری از تعادل و شادکامی بیشتر منجر می‌شود (آگراوال و ماهاجان، ۲۰۲۱).

البته در بحث تعادل کار و زندگی، ازسویی نظریه گسترش (مارکز، ۱۹۷۷؛ بارنت و هید، ۲۰۰۱) بیان می‌کند که مشارکت فعال در یک نقش، منابع مثبتی ایجاد کرده و انرژی لازم برای موفقیت در سایر نقش‌ها را فراهم می‌سازد که در سازه‌هایی چون سرریزشدگی مثبت (باکر و شافلی، ۲۰۰۸) و غنی‌سازی کار- خانواده (گرین‌هاوس و پاول، ۲۰۰۶) منعکس شده است. درمقابل، فرضیه کمیابی و الگوی حفظ منابع هوبفول (۱۹۸۸) معتقدند که منابع و انرژی کارکنان محدود است؛ بنابراین، اشتیاق بالای کاری ممکن است به دلیل صرف منابع، احتمال نبود تعادل و کمبود منابع در حوزه‌های دیگر را افزایش دهد (کان و همکاران، ۱۹۶۴؛ مکی و اشنایدر، ۲۰۰۸) و درگیری در یک نقش، زمان و انرژی نقش‌های دیگر را محدود می‌کند (گرینهاوس و بیوتل، ۱۹۸۵).

متغیر وابسته دوم این پژوهش یعنی افسردگی به‌عنوان یکی از ۱۰ اختلال رو به افزایش جهانی (مارکس و همکاران، ۲۰۲۳؛ موسسه ارزشیابی و سنجش سلامت، ۲۰۲۰) و عامل اصلی ناتوانی (هررا و همکاران، ۲۰۲۱؛ ما و همکاران، ۲۰۲۱) و دارای ماهیتی چندعاملی ژنتیکی، تحولی و محیطی، گزارش شده است (الشایا، ۲۰۲۲؛ مک‌نمارا و همکاران، ۲۰۲۱). غم و اندوه مداوم، کاهش لذت یا علاقه، احساس گناه افراطی، ناامیدی و تمایل به خودآزاری یا خودکشی از جمله علائم افسردگی ذکر شده است (طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها- ویرایش یازدهم، ۲۰۲۲). هرچند شیوع افسردگی در زنان تقریباً دو برابر مردان گزارش شده است (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۲۵)؛ با این حال، درک کامل تفاوت‌های زنان و مردان در افسردگی مستلزم در نظر گرفتن سوگیری‌های جنسیتی است. کم‌تشخیصی افسردگی در مردان به دلیل امتناع از کمک‌خواهی متأثر از هنجارهای مردانگی (مهلک و بیانکا، ۲۰۲۱؛ اکیره و همکاران، ۲۰۲۵) و بروز علائم به شکل برون‌ریز مانند پرخاشگری و سوء مصرف مواد، رخ می‌دهد. این تفاوت در تظاهرات و جستجوی درمان، اگرچه نرخ شیوع را در مردان پایین‌تر نشان می‌دهد، اما با نرخ‌های بسیار بالاتر خودکشی موفق در مردان - تقریباً ۴ برابر زنان - همراه است (آویلز- گونزالز و همکاران، ۲۰۲۵).

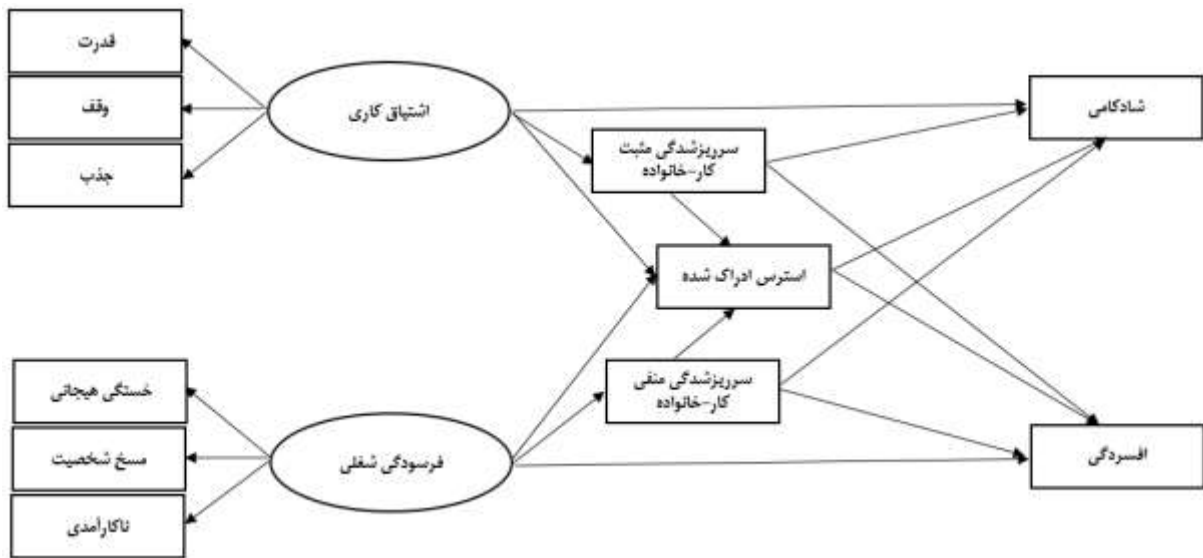
براساس نظریه‌های تنظیم خود (self-regulation theories)، اهداف ناسازگارانه با اخلاق در دستیابی به اهداف ارزشمند، زمینه را برای افسردگی فراهم می‌کنند (سالملا-آرو و همکاران، ۲۰۱۴). این امر به ویژه می‌تواند با بُعد ناکارآمدی فرسودگی شغلی مرتبط است (لیتر و مسلش، ۲۰۰۵). در پژوهش‌ها رابطه بین فرسودگی شغلی و افسردگی محل بحث بوده است (اهولا و همکاران، ۲۰۰۶؛ مک‌نایت و گلاس، ۱۹۹۵). اگرچه همپوشانی مفهومی و نشانه‌های مشترکی بین فرسودگی شغلی و افسردگی وجود دارد (تاوولا و همکاران، ۲۰۲۳؛ بیانچی و همکاران، ۲۰۲۱)، پژوهش‌های معتبر نشان‌دهنده تمایز آنها است (برای مثال کرسول و اکلوند، ۲۰۰۶). در مقابل اشتیاق کاری - سطح بالای انرژی و تعهد قوی - (دمروتی و باکر، ۲۰۰۸)؛ فرسودگی شغلی با سطوح پایین انرژی و تعهد ضعیف تعریف شده است (دمروتی و باکر، ۲۰۰۸). فرسودگی عمدتاً واکنشی به استرسورهای هیجانی / بین‌فردی در محیط کار (مونترو-مارین، ۲۰۱۶) و یک فرآیند تدریجی از دست‌رفتن شور و اشتیاق (کانت و همکاران، ۲۰۰۴) است که از طریق سازوکار سرریزشدن - پس‌ریزشدن (crossover/spillover)، زندگی خانوادگی فرد را نیز متأثر می‌سازد (بوکوآدزه و همکاران، ۲۰۲۴) و با الگوهای شخصیتی نیز قابل تبیین است (پروین آشتیانی و همکاران، ۱۴۰۳).

پژوهش‌ها همچنین نشان می‌دهند که استرسورهای ادراک‌شده مثل غیرقابل کنترل بودن یا از دست‌دادن موقعیت فردی که از مهمترین پیامدهای فرسودگی شغلی هستند؛ نقشی برجسته در فعال‌سازی افسردگی ایفا می‌کند (افریدی و سوک، ۲۰۲۳؛ دای و همکاران، ۲۰۲۲). همچنین سوگیری‌های شناختی ناسازگار (الگوی بک، ۱۹۷۹؛ سلیگمن، ۱۹۷۲) تنها زمانی به افسردگی می‌انجامد که تحت فشار رویدادهای منفی زندگی قرار گیرند (اسلمی و همکاران، ۱۴۰۲؛ سالملا-آرو و همکاران، ۲۰۱۴). در این چهارچوب، سرریزشدگی منفی می‌تواند نقش آغازگر این رویدادهای فشارزا را ایفا کند (پارک و همکاران، ۲۰۲۴؛ شین و یئونگ، ۲۰۲۱).

سرریزشدگی منفی کار- خانواده به‌عنوان نوعی تعارض نقش بین‌حوزه‌ای تعریف می‌شود که در آن الزامات، فشارها و فرسودگی‌های هیجانی ناشی از حوزه کار مانند ساعات طولانی کار، استرس شغلی و درگیری‌های فکری، توان منابع فردی را تحلیل برده و منجر به ایجاد اختلال در حوزه خانواده/ زندگی شخصی می‌شود (کینونن و همکاران، ۲۰۰۶). سرریزشدگی منفی کار- خانواده به‌عنوان یک تهدید براساس سازوکار تحلیل منابع ناشی از دست رفتن مداوم منابع شخصی مانند زمان، انرژی و بهزیستی روانی منجر به فشار روانی مزمن می‌شود (ابرنویچ و همکاران، ۲۰۲۰). این پاسخ استرس مزمن و ناکارآمد، از طریق سازوکار عصبی- بیولوژیکی با شروع و حفظ افسردگی مرتبط است، که شامل فعالیت بیش‌از حد محور هیپوتالاموس-هیپوفیز-آدرنال و ترشح بیش‌از حد

گلوکوکورتیکوئیدها می‌شود (ترنر، ۲۰۲۴). این تنظیم نامناسب، یکپارچگی سیستم‌های انتقال‌دهنده عصبی را به خطر انداخته و منجر به تغییرات ساختاری و عملکردی در نواحی مغزی حیاتی برای تنظیم هیجان‌ات و خلق می‌شود، به‌ویژه درگیر کردن آمیگدال (تولید هیجان) و کورتکس پیش‌پیشانی (تنظیم هیجان) که در نهایت آسیب‌پذیری فرد در برابر افسردگی بالینی را افزایش می‌دهد. لذا می‌توان گفت سرریزشدگی منفی کار- خانواده با افسردگی مرتبط است (جائگرز و همکاران، ۲۰۲۱؛ لی و همکاران، ۲۰۲۲) و به‌طور عمده از طریق میانجیگری استرس منجر به افسردگی می‌شود (ویدی و زونا، ۲۰۲۱؛ لانگ و کیزر، ۲۰۲۲). در تطابق با الگوی حفظ منابع هوبفول (۱۹۹۸) نیز، استرس ناشی از تعارض نقش‌ها به‌دلیل از دست دادن منابع به افزایش نشانه‌های افسردگی می‌انجامد (شرما و همکاران، ۲۰۱۶).

با توجه به مقدمه ذکرشده، هدف این پژوهش تعیین الگوی رابطه اشتیاق کاری و فرسودگی شغلی با شادکامی و افسردگی از طریق رابطه آنها با سرریزشدگی مثبت و منفی کار- خانواده و نقش میانجی استرس ادراک‌شده است. این هدف با استفاده از الگوی مفهومی پژوهش - که در شکل ۱ ارائه شده است - دنبال خواهد شد.



شکل ۱. الگوی مفهومی اولیه پژوهش

• روش

این پژوهش از نوع توصیفی - همبستگی و مبتنی بر مدل‌سازی معادلات ساختاری بود و جامعه آماری آن را مردان شاغل استان اصفهان تشکیل می‌دادند. حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران (۱۹۷۷) و بر مبنای یک نمونه اولیه ۴۰ نفره، ۱۸۱ نفر برآورد شد. با توجه به اینکه حداقل حجم نمونه پیشنهادی برای اجرای مدل‌سازی معادلات ساختاری ۱۵۰ نفر گزارش شده است (اندرسون و گرینگ، ۱۹۸۸؛ دینگ و همکاران، ۱۹۹۵)، این حجم نمونه از کفایت لازم برای تحلیل برخوردار بود.

با عنایت به گستردگی جامعه آماری و تنوع قابل توجه گروه‌های شغلی، اگرچه از منظر روش‌شناختی، نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای می‌توانست گزینه‌ای مناسب‌تر باشد، اما به‌دلیل محدودیت‌های اجرایی، از جمله فقدان چارچوب نمونه‌گیری جامع برای تعریف دقیق خوشه‌ها و دشواری دسترسی به نمونه‌های تصادفی در محیط‌های کاری، از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد. بر این اساس، ۱۸۱ نفر از مردان شاغل در حوزه‌های مختلف شغلی، شامل بخش‌های تولیدی، خدماتی، اداری و مشاغل آزاد، به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند.

فرآیند گردآوری داده‌ها طی یک دوره چهارماهه، از تیرماه تا مهرماه، انجام گرفت. به‌منظور اطمینان از کفایت و کیفیت داده‌ها، راهبرد اجرای حضوری پرسشنامه‌ها با نظارت مستقیم پژوهشگر به‌کار گرفته شد. پرسشنامه‌ها به‌صورت کاغذی و با مراجعه به محیط‌های شغلی مختلف توزیع شدند و تکمیل آن‌ها در فضایی آرام و عمدتاً در زمان‌های استراحت پاسخ‌دهندگان صورت پذیرفت. پیش از آغاز پاسخ‌دهی، با بهره‌گیری از اصول روان‌شناسی پاسخ‌دهی و رویکرد مبتنی بر همدلی، اهداف پژوهش، اهمیت مشارکت آگاهانه و تخصصی

افراد و نیز تضمین محرمانگی اطلاعات به‌طور کامل برای شرکت‌کنندگان تشریح شد تا انگیزش درونی آنان برای ارائه پاسخ‌های دقیق تقویت گردد. با به‌کارگیری دقیق راهبردهای کنترل کیفی و رعایت اصول شفافیت و همدلی در اجرا، تمامی ۱۸۱ پرسشنامه گردآوری شده از نظر آماری واجد شرایط ورود به تحلیل‌های مدل‌سازی معادلات ساختاری بودند و در مرحله غربالگری اولیه، هیچ‌گونه موردی از حذف یا ریزش داده‌ها به‌دلیل نقص یا بی‌اعتباری مشاهده نشد.

• ابزارها

الف) مقیاس اشتیاق کاری اوترخت (Utrecht work engagement scale-9- UWES-9): این مقیاس ۹ ماده‌ای با طیف لیکرت ۷ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (۰) تا کاملاً موافقم (۶) شامل سه زیرمقیاس قدرت، جذب و وقف است که هر زیرمقیاس می‌تواند نمره‌ای بین ۰ تا ۱۸ به خود اختصاص دهد. شافلی و همکاران (۲۰۰۶) در پژوهشی شامل ۱۰ کشور جهان، با استفاده از آلفای کرونباخ، اعتبار زیرمقیاس قدرت را ۰/۷۷، زیرمقیاس جذب را ۰/۸۵ و زیرمقیاس جذب را ۰/۷۸ و اعتبار کل پرسشنامه را ۰/۹۲ گزارش نموده‌اند و روایی سازه آن را با تحلیل عاملی توسط تأیید کرده‌اند. در ایران، حاجلو (۱۳۹۲) با استفاده از آلفای کرونباخ اعتبار زیرمقیاس‌های جذب (۰/۷۸)، وقف (۰/۷۲)، قدرت (۰/۷۹) و اعتبار کل پرسشنامه (۰/۷۶) را گزارش و روایی محتوایی، همگرا، واگرا و سازه آن را از طریق تحلیل عاملی تأیید کرده است. در پژوهش حاضر، اعتبار این ابزار با آلفای کرونباخ برای قدرت ۰/۷۴، جذب ۰/۷۸ و وقف ۰/۷۷ به‌دست آمد.

ب) پرسشنامه فرسودگی شغلی (occupational burnout questionnaire- OBQ): برای سنجش فرسودگی شغلی در این تحقیق از پرسشنامه مسلش و جکسون (۱۹۸۱) استفاده شد. این پرسشنامه ۲۲ ماده دارد که فرسودگی را در ابعاد خستگی هیجانی (ماده‌های ۱-۹)، مسخ شخصیت (ماده‌های ۱۸-۲۲) و ناکارآمدی (ماده‌های ۱۰-۱۷) روی یک طیف ۶ درجه‌ای (از ۱=سالی چندبار تا ۶=هرگز) میزان فرسودگی شغلی را اندازه‌گیری می‌کند. مسلش و جکسون (۱۹۸۱) اعتبار درونی را با استفاده از آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها را به ترتیب ۰/۹ برای خستگی هیجانی، ۰/۷۹ برای مسخ شخصیت و ۰/۷۱ برای ناکارآمدی گزارش کرده‌اند. در ایران، عاطف و همکاران (۱۳۸۵) اعتبار کلیه زیرمقیاس‌ها را با استفاده از آلفای کرونباخ بالای ۰/۸۰ و روایی هم‌زمان آن را تأیید کرده‌اند. در پژوهش حاضر، اعتبار ابزار با آلفای کرونباخ برای خستگی هیجانی ۰/۷۴، برای مسخ شخصیت ۰/۷۸ و برای ناکارآمدی ۰/۷۳ به‌دست آمد.

ج) مقیاس سرریزشدگی مثبت و منفی کار- خانواده (گرمیوچ و مارکز، ۲۰۰۰) (positive and negative work to family spillover scale- PNWFSS): این مقیاس، سرریزشدگی منفی و مثبت حاصل از سرریزشدن مسائل کاری و خانوادگی را می‌سنجد که ۴ ماده مرتبط با سرریزشدگی منفی کار- خانواده و ۳ ماده مرتبط با سرریزشدگی مثبت کار- خانواده است و روی یک طیف لیکرتی ۵ درجه‌ای (از هرگز=۱ تا همیشه=۵) نمره‌گذاری می‌شود. اعتبار زیرمقیاس سرریزشدگی مثبت تعارض کار خانواده با ۳ ماده، از طریق آلفای کرونباخ ۰/۷۳ و اعتبار زیرمقیاس سرریزشدگی منفی کار- خانواده با ۴ ماده، از طریق آلفای کرونباخ ۰/۸۳ گزارش شده است (گرمیوچ و مارکز، ۲۰۰۰). دیباجی (۱۳۹۵)، اعتبار این ابزار را با آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس سرریزشدگی منفی کار- خانواده، ۰/۷۸ و برای سرریزشدگی مثبت کار- خانواده، ۰/۷۴ گزارش داده است و روایی سازه آن را از طریق تحلیل عاملی تأیید کرده است. در این پژوهش اعتبار با استفاده از آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس تعارض کار- خانواده مثبت، ۰/۷۲ و اعتبار زیرمقیاس سرریزشدگی منفی کار- خانواده، ۰/۸ به‌دست آمد و روایی سازه آن از طریق تحلیل عاملی تأیید گردید.

د) مقیاس استرس ادراک‌شده و ارتینگ و همکاران (۲۰۱۳) (perceived stress scale- PSS): این مقیاس، استرس ادراک‌شده توسط فرد را اندازه می‌گیرد. پاسخ‌ها روی طیف لیکرتی ۵ گزینه‌ای از هرگز (۰) تا اغلب اوقات (۴) نمره‌گذاری می‌شود. سازندگان این پرسشنامه، اعتبار درونی پرسشنامه را با استفاده از آلفای کرونباخ، ۰/۷۷ به‌دست آورده‌اند و روایی پیش‌بین و نیز سازه آن را با استفاده از تحلیل عاملی تأیید کرده‌اند (وارتینگ و همکاران، ۲۰۱۳). در ایران نیز دیباجی (۱۳۹۵) اعتبار این پرسشنامه را با استفاده از آلفای کرونباخ، ۰/۷ گزارش داده است و روایی آن را با استفاده از روایی سازه مورد تأیید قرار داده است. در این پژوهش نیز اعتبار این پرسشنامه ۰/۷ به‌دست آمد.

و) پرسشنامه شادکامی آکسفورد هیلز و آرگایل (۲۰۰۲) (The Oxford happiness questionnaire): پرسشنامه شادکامی آکسفورد، سازه‌های روان‌شناختی پاداش‌دهندگی زندگی، آمادگی روانی، رضایت از خود، احساس زیباشناختی، رضایت از زندگی،

سازمان‌دهی زمانی، جستجوی جذابیت و خاطرات شاد را می‌سنجد؛ اما در پژوهش‌ها عموماً تنها نمره کلی شادکامی با جمع نمرات تمامی ماده‌ها گزارش می‌شود. این پرسشنامه دارای ۲۹ ماده است که هر ماده شامل ۴ عبارت (از ۱ تا ۴) است و در نهایت فرد نمره‌ای بین ۲۹ تا ۱۱۶ به دست می‌آورد که نمره بالاتر نشانه شادکامی بیشتر است. هیلز و آرگایل (۲۰۰۲) اعتبار این پرسشنامه را با آلفای کرونباخ، ۰/۹۱ گزارش کرده‌اند و اعتبار سازه آن را با تحلیل عاملی تأیید کرده‌اند. علی‌پور و آگاه‌هریس (۱۳۸۶) نیز در ایران اعتبار آن را با آلفای کرونباخ ۰/۹۳ و بازآزمون ۰/۹۲ و روایی همگرا و واگرایی آن را با همبستگی با فهرست افسردگی بک و زیرمقیاس‌های برونگرایی و نوروگرایی EPQ تأیید کرده‌اند.

ز) سیاهه افسردگی بک (۱۹۶۱) (Beck depression inventory-BDI): سیاهه بک (۱۹۶۱) شامل ۲۱ گروه جمله (۴ گزینه‌ای) است که ۲ ماده آن به خلق، ۱۱ ماده به مشکلات شناختی، دو ماده به رفتارهای آشکار، ۵ ماده به علائم بدنی و یک ماده به روابط بین‌فردی می‌پردازد. هر روه نمره‌ای بین ۰ تا ۳ دارد و نمره کل بین ۰ تا ۶۳ است. بک (۱۹۸۸) اعتبار آن را با استفاده از آلفای کرونباخ، ۰/۹۳ گزارش کرده است. در ایران نیز، دابسون و محمدخانی (۱۳۸۴) اعتبار آن را با آلفای کرونباخ ۰/۹۱ تأیید کرده و روایی سازه و همگرایی آن را نیز تأیید نمودند. در پژوهش حاضر، اعتبار این ابزار با آلفای کرونباخ ۰/۸۶ به دست آمد. به منظور تحلیل داده‌های این پژوهش از روش الگوسازی معادلات ساختاری استفاده گردید و به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها، از نرم افزارهای SPSS 24 و AMOS 24 استفاده گردید.

اجرای این پژوهش مطابق با دستورالعمل‌های کمیته اخلاق وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران انجام گرفت. مشارکت ۱۸۱ آزمودنی بر مبنای رضایت آگاهانه و داوطلبانه بوده و حق انصراف در هر مرحله برای آنان محفوظ ماند. برای تضمین صیانت از حقوق فردی، اصول محرمانگی کامل و ناشناس بودن داده‌ها (از طریق نبود جمع‌آوری اطلاعات هویتی) رعایت گردید و اطمینان داده شد که مشارکت در تحقیق، هیچ تأثیری بر وضعیت شغلی افراد نخواهد داشت. محققان به یکپارچگی داده‌ها و گزارش‌دهی دقیق یافته‌ها متعهد بودند و حق دریافت خلاصه‌ای از نتایج برای مشارکت‌کنندگان محفوظ بود.

• یافته‌ها

در بخش ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، نتایج نشان داد که ۴/۴ درصد از شرکت‌کنندگان کمتر از ۲۵ سال سن داشتند، ۴۵/۴ درصد در بازه سنی ۲۵-۳۵ سال، ۳۰/۱ درصد در بازه ۳۵-۴۵ سال، ۱۷/۵ درصد در بازه ۴۵-۵۵ سال و ۲/۷ درصد بیش از ۵۵ سال سن داشتند. از نظر سطح تحصیلات، ۴۱ درصد از افراد دارای مدرک دیپلم یا پایین‌تر، ۱۷/۵ درصد دارای مدرک کاردانی، ۳۴/۴ درصد دارای مدرک کارشناسی و ۷/۱ درصد دارای مدرک کارشناسی ارشد یا بالاتر بودند. همچنین، تمامی افراد نمونه متأهل بودند. از نظر تعداد فرزندان، ۲۶/۹ درصد فاقد فرزند، ۲۹/۳ درصد دارای یک فرزند، ۳۲/۳ درصد دارای دو فرزند و ۱۱/۴ درصد دارای سه فرزند یا بیشتر بودند. در جدول ۱، شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
قدرت	۱۴/۴۹	۳/۷۶	۳	۲۱	-۰/۴۸	-۰/۰۱
وقف	۱۵/۲۲	۴/۲۹	۳	۲۱	-۰/۵۵	۰/۴۱
جذب	۱۱/۷۷	۴/۶۶	۳	۲۱	۰/۱۲	-۰/۷۸
خستگی هیجانی	۳۷/۶۳	۹/۰۲	۱۲	۵۱	-۰/۳۵	-۰/۵۰
مسخ شخصیت	۲۰/۶۹	۵/۲۸	۶	۲۷	-۰/۶۴	-۰/۴۷
ناکارآمدی	۳۶/۱۴	۷/۲۸	۱۳	۴۵	-۰/۹۹	۰/۳۷
سرریزشدگی مثبت کار- خانواده	۱۲/۱	۳/۲۸	۴	۲۰	۰/۰۱	-۰/۶۶
سرریزشدگی منفی کار- خانواده	۱۰/۸۵	۳/۲۸	۴	۲۰	۰/۲۹	-۰/۲۸۰
استرس ادراک شده	۹/۵۸	۳/۳۳	۴	۲۰	۰/۶۲	-۰/۰۸
شادکامی	۷۴/۲۹	۱۲/۲۶	۳۸	۱۱۰	۰/۲۵	۰/۲۳
افسردگی	۲۷/۴۶	۱۰/۷	۲۱	۸۴	۱/۹۴	۱/۲۳

در جدول ۲، ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

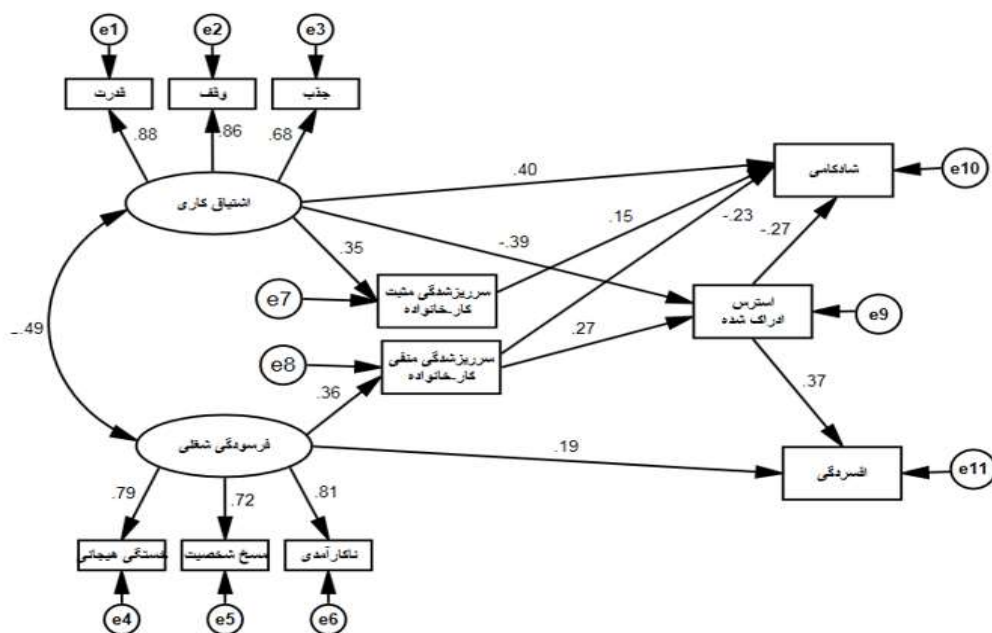
جدول ۲. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
۱. قدرت	۱	۰/۷۵**	۰/۶۲**	-۰/۳۶**	-۰/۲۸**	-۰/۳۲**	۰/۳۲**	-۰/۰۳	-۰/۳۹**	۰/۵۱**	-۰/۲۸**
۲. وقف		۱	۰/۵۹**	-۰/۳۹**	-۰/۲۶**	-۰/۳۶**	۰/۲۹**	-۰/۱۱	-۰/۳۷**	۰/۵۳**	-۰/۳۱**
۳. جذب			۱	-۰/۲۴**	-۰/۲۵**	-۰/۲۷**	۰/۲۹**	۰/۰۴	-۰/۱۴	۰/۳۲**	-۰/۱۳
۴. خستگی هیجانی				۱	۰/۵۵**	۰/۶۴**	-۰/۰۹	۰/۳۵**	۰/۲۷**	-۰/۳۷**	۰/۱۸*
۵. مسخ شخصیت					۱	۰/۵۹**	۰/۰۴	۱/۲۸**	۰/۳۲**	-۰/۲۱**	۰/۲۳**
۶. ناکارآمدی						۱	-۰/۰۶	۰/۲۵**	۰/۳۳**	-۰/۳۳**	۰/۳۳**
۷. سرریز شدگی مثبت کار- خانواده							۱	-۰/۱۳	-۰/۱۳	۰/۳۶**	-۰/۱۴
۸. سرریز شدگی منفی کار- خانواده								۱	۰/۳**	-۰/۳۶**	۰/۲۱**
۹. استرس ادراک شده									۱	-۰/۵۳**	۰/۴۴**
۱۰. شادکامی										۱	-۰/۴**
۱۱. افسردگی											۱

ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که شادکامی بیشترین همبستگی مستقیم را با زیرمقیاس‌های قدرت و وقف از اشتیاق کاری و بیشترین همبستگی معکوس را با استرس ادراک شده دارد. نتایج جدول ۱ همچنین نشان می‌دهد که افسردگی بیشترین همبستگی را با استرس ادراک شده به صورت مستقیم داشته است.

پیش از الگوسازی معادلات ساختاری، مفروضات آماری ارزیابی شدند. نرمال بودن تک‌متغیره داده‌ها با شاخص‌های چولگی و کشیدگی (بین منفی ۲ تا مثبت ۲) تأیید شد (کلاین، ۲۰۲۳). نرمال بودن چندمتغیره نیز با آماره مردیا ($\chi^2=12/45$)، $df=20$ ، $p=0/908$ و واتسون (۱/۵ تا ۲/۵) احراز گردید. همچنین، هم‌خطی چندگانه با شاخص‌های تحمل و تورم واریانس (VIF) بررسی شد که مقادیر آنها به‌طور معناداری کمتر از ۱۰ بود و مشکلی در این خصوص مشاهده نشد.

به‌منظور آزمون الگوی مفهومی اولیه پژوهش از الگوسازی معادلات ساختاری استفاده شد که براساس نتایج به‌دست آمده، مسیرهای سرریز شدگی مثبت کار- خانواده به متغیرهای استرس ادراک شده، فرسودگی شغلی و نیز سرریز شدگی منفی کار- خانواده به افسردگی معنادار نبودند، ولی تمامی مسیرهای دیگر الگو در سطح ۰/۰۵ معنادار بودند. در جدول ۳ شاخص‌های نیکویی برازش الگوی مفهومی اولیه پژوهش ارائه شده است. شکل ۴ الگوی اصلاحی همراه با ضرایب مسیر استاندارد را نشان می‌دهد.



شکل ۲. مسیرها و ضرایب استاندارد در الگوی نهایی پژوهش

نتایج آزمون معناداری مسیرهای بین متغیرها در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. ضرایب مسیر مستقیم استاندارد و غیر استاندارد الگوی نهایی

مسیر در الگوی نهایی	ضریب غیر استاندارد در الگوی نهایی (B)	ضریب استاندارد در الگوی نهایی (β)	نسبت بحرانی (C.R)	سطح معناداری در الگوی نهایی
فرسودگی شغلی ← سرریز شدگی منفی کار- خانواده	-۰/۱۹۹	-۰/۳۵۹	-۴/۳۹۶	<۰/۰۰۱
اشتیاق کاری ← سرریز شدگی مثبت کار- خانواده	۰/۳۴۹	۰/۳۵۳	۴/۶۸۱	<۰/۰۰۱
سرریز شدگی منفی کار- خانواده ← استرس ادراک شده	۰/۲۷۴	۰/۲۶۶	۴/۱۲۴	<۰/۰۰۱
اشتیاق کاری ← استرس ادراک شده	-۰/۳۹۸	-۰/۳۹۳	-۵/۶۰۵	<۰/۰۰۱
سرریز شدگی مثبت کار- خانواده ← شادکامی	۰/۵۶۶	۰/۱۱۵	۲/۶۴۵	<۰/۰۱
فرسودگی شغلی ← ناکارآمدی	۱	۰/۸۱۳		
فرسودگی شغلی ← مسخ شخصیت	۰/۶۳۸	۰/۷۱۶	۹/۳۶۷	<۰/۰۰۱
فرسودگی شغلی ← خستگی عاطفی	۱/۲۰۶	۰/۷۹۲	۹/۶۸۶	<۰/۰۰۱
اشتیاق کاری ← قدرت	۱	۰/۸۸۵		
اشتیاق کاری ← وقف	۱/۱۱	۰/۸۵۹	۱۳/۲۳	<۰/۰۰۱
اشتیاق کاری ← جذب	۰/۹۵۶	۰/۶۸۲	۱۰/۲۳۷	<۰/۰۰۱
استرس ادراک شده ← افسردگی	۱/۱۷۷	۰/۳۷۲	۵/۱۳۶	<۰/۰۰۱
فرسودگی شغلی ← افسردگی	-۰/۳۵	-۰/۱۹۴	-۲/۴۵۹	<۰/۰۰۵
اشتیاق کاری ← شادکامی	۱/۴۸	۰/۳۹۷	۵/۷۷۳	<۰/۰۰۱
استرس ادراک شده ← شادکامی	-۰/۹۸۱	-۰/۲۶۶	-۴/۳۱۷	<۰/۰۰۱
سرریز شدگی منفی کار- خانواده ← شادکامی	-۰/۸۵۷	-۰/۲۲۶	-۴/۱۱۱	<۰/۰۰۱

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که کلیه مسیرهای بین متغیرها در الگوی اصلاحی در سطح ۰/۰۵ معنادار است. به منظور بررسی برازش الگوی اصلاحی پژوهش از شاخص‌های نیکویی برازش استفاده شده است که در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. شاخص‌های نیکویی برازش الگوی اصلاحی پژوهش

شاخص برازش	مطلق	تطبیقی	مقتصد	خی-اسکوئر بهنجار
شاخص	X ²	df	GFI	AGFI
	۶۹/۵۳۱	۳۸	۰/۹۴۱	۰/۸۹۷
			CFI	TLI
			۰/۹۵۸	۰/۹۳۹
			IFI	PGFI
			۰/۹۵۲	۰/۵۴۲
			PNFI	PCFI
			۰/۶۳۱	۰/۶۶۲
			RMSEA	
			۰/۰۶۷	
			X ² /df	
			۱/۸۳	

نتایج جدول ۴ به وضوح تناسب شاخص‌های برازش الگو را نشان می‌دهد. با توجه به قرار گرفتن شاخص‌های نیکویی برازش در محدوده قابل قبول (بالاتر بودن شاخص‌های تطبیقی از ۰/۹، مقتصد از ۰/۵ و کوچک‌تر بودن RMSEA از ۰/۰۸)، الگو از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است.

• بحث

هدف این پژوهش بررسی اثرات اشتیاق کاری و فرسودگی شغلی از طریق سرریز شدگی مثبت و منفی کار- خانواده و با میانجی‌گری استرس ادراک شده بر شادکامی و افسردگی مردان شاغل بود. با توجه به نتایج به دست آمده، اشتیاق کاری از طریق سرریز شدگی مثبت کار- خانواده بر شادکامی اثر می‌گذارد و در این رابطه استرس ادراک شده با توجه به حذف از الگو، نمی‌تواند نقش میانجی را ایفا کند. طبق نظریه گسترش (مارکز، ۱۹۷۷؛ بارنت و هید، ۲۰۰۱)، درگیری فرد در کار سبب افزایش مهارت‌ها و تجارب وی برای مدیریت و موفقیت در محیط خانواده می‌گردد؛ به ویژه این که اشتیاق شغلی بالا با تسهیل بروز هیجان‌ات مثبت و تأمین نیازهای روان‌شناختی بنیادین، منجر به تقویت منابع انرژی روانی می‌شود و انتقال این منابع حیاتی به بافت خانواده، فرد را قادر می‌سازد تا کامیابی شغلی را فراتر از صرف موفقیت‌های حرفه‌ای، به حوزه‌های دیگر تعمیم دهد؛ تجربه‌ای که همبستگی عمیقی با مفهوم شادکامی دارد. نبود اثرگذاری استرس در رابطه سرریز شدن مثبت و شادکامی، بدین معنا است که برخلاف فرضیه اولیه پژوهشگران، این کاهش استرس در اثر اشتیاق کاری سرریز شده به خانواده نیست که سبب افزایش شادکامی فرد می‌گردد، بلکه این رابطه می‌تواند مستقیم و یا تحت تأثیر متغیرهای دیگر- احتمالاً متغیرهای مثبتی همچون احساس کارآمدی- قرار گیرد.

به نظر می‌رسد سرریز شدن تجربیات مثبت ناشی از اشتیاق کاری به محیط خانوادگی، سبب افزایش کیفیت زندگی خانوادگی می‌گردد. انرژی روانی حاصل از احساس موفقیت که کارکنان با اشتیاق کاری بالا برای خودشان ایجاد می‌کنند و انتقال آن به محیط خانوادگی و احتمالاً سرایت هیجانی آن به شریک زندگی، می‌تواند یک تبیین احتمالی برای افزایش شادکامی فرد طی این فرآیند باشد. این یافته با پژوهش‌های رودریگز-مونوز و همکاران (۲۰۱۴) و کولیرتسون و همکاران (۲۰۱۲) در یک راستاست.

یافته‌های این پژوهش برای تبیین ارتباط میان فرسودگی شغلی و شادکامی در میان مردان شاغل بر دو مسیر مجزا تأکید دارد. مسیر اول، یک مسیر میانجی‌گری ساده است که از طریق سرریز شدگی منفی کار-خانواده عمل می‌کند و مسیر دوم، یک میانجی‌گری زنجیره‌ای متوالی است که در آن سرریز شدگی منفی به‌عنوان میانجی اول از طریق استرس ادراک‌شده به‌عنوان میانجی دوم بر شادکامی اثر می‌گذارد. تبیین سازوکار مسیر میانجی‌گری ساده این مسیر، از طریق تلفیق سه‌گانه الگوی تلاش-بازیابی (effort-recovery model – ERM) (میچمن و مولدر، ۱۹۹۸)، نظریه مرزها (boundary theory) (اشفورت و همکاران، ۲۰۰۰) و نظریه خودتعیین‌گری (self-determination theory – SDT) (دسی و رایان، ۲۰۱۲) در سطح کلان تبیین می‌شود. ابتدا، فرسودگی شغلی به‌منزله یک حالت بازیابی مزمن مختل‌شده در چهارچوب الگوی تلاش-بازیابی عمل می‌کند. این خستگی مفرط، ظرفیت روان‌شناختی لازم برای اعمال و مدیریت مؤثر مرزهای روانی بین حوزه‌های کار و خانه را به شدت تضعیف می‌کند. در ادامه، مطابق با نظریه مرزها، این ناتوانی در گسست ذهنی (psychological detachment) و افزایش متعاقب نفوذپذیری مرزی (boundary permeability)، تنش، تحریک‌پذیری و بار شناختی ناشی از فشار کار را به صورت مستقیم به قلمرو خانواده سرریز منفی می‌دهد. این سرریز منفی، به‌عنوان سازوکار انتقال منفی از حوزه کار به زندگی شخصی عمل می‌کند. درنهایت، براساس نظریه خودتعیین‌گری، این هیجانانگیز و تعارضات منفی سرریز شده به محیط خانواده، به‌طور مستقیم منجر به ناکامی در ارضای نیازهای روان‌شناختی بنیادین، به‌ویژه نیاز به ارتباط و خودمختاری در محیط خانه می‌شود. ناکامی در ارضای این نیازهای اساسی، خود زمینه‌ساز مستقیم کاهش بهزیستی و شادکامی در سطح فردی است.

در مسیر دوم، انتقال تدریجی هیجانانگیز منفی ناشی از فرسودگی شغلی به محیط خانواده می‌تواند نقش خانواده را از یک منبع حمایت اجتماعی به منبعی برای استرس تبدیل کند و براساس نظریه حفظ منابع هوبفول (۱۹۸۹)، به کاهش و از دست رفتن منابع فرد منجر شود. از دست رفتن منابع، در مواجهه با تقاضاهایی که همچنان در هر دو حیطه کار و خانواده باقی می‌مانند، به‌معنای تضعیف منابع حفاظتی فرد است و در نتیجه می‌تواند به ارزیابی منفی از زندگی و کاهش علاقه‌مندی به آن بینجامد. در چنین شرایطی، استرس ناشی از الزام به انجام هم‌زمان وظایف شغلی و خانوادگی نیز می‌تواند موجب کاهش شادکامی و بهزیستی روانی شود.

در تبیین رابطه غیرمستقیم سرریز شدگی منفی و شادکامی با میانجی‌گری استرس، باید توجه داشت که براساس نظریه‌های سازگاری (بریکمن و همکاران، ۱۹۷۸)، تعارض کار-خانواده به‌عنوان یک عامل استرس‌زا ممکن است به تدریج و از طریق سازوکارهای سازگاری فردی، الزاماً به تجربه استرس منجر نشود. به بیان دیگر، بخشی از سرریز شدگی منفی زمانی موجب کاهش شادکامی می‌شود که به‌عنوان عاملی استرس‌زا ادراک گردد؛ باین‌حال، بخشی دیگر حتی در صورت عدم ایجاد استرس ادراک‌شده نیز، به‌واسطه کاهش منابع فرد، می‌تواند کاهش شادکامی را در پی داشته باشد.

براساس یافته‌های این پژوهش، فرسودگی شغلی هم به صورت مستقیم و هم از طریق میانجی‌گری زنجیره‌ای متوالی سرریز شدگی منفی کار-خانواده به استرس و سپس افسردگی، افسردگی مرد شاغل را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تبیین ارتباط مستقیم فرسودگی شغلی با افسردگی در مردان شاغل، به‌طور دقیق از طریق تلفیق مدل تقاضا-منابع شغلی (job demand-resources theory) (باکر و دمروتی، ۲۰۱۴) در مسیر تضعیف سلامت و نظریه رویدادهای عاطفی (affective event theory) (وایس و کروپانزانو، ۱۹۹۶) صورت می‌گیرد. در واقع فرسودگی شغلی، که با خستگی عاطفی و بدبینی مشخص می‌شود (مسلش و لیتز، ۲۰۲۲)، نشان‌دهنده این است که تقاضاهای شغلی مزمن و مفرط بر منابع فائق آمده و یک محیط عاطفی منفی پایدار در محیط کار ایجاد می‌کند. براساس نظریه رویدادهای عاطفی، این عاطفه منفی مزمن از محل کار فراتر رفته و به تجربیات عاطفی منفی مکرر منجر می‌شود که رفتارهای ناکارآمد متمرکز بر هیجان را تحریک می‌کند. هنجارهای اجتماعی جنسیتی، این حالات عاطفی را در مردان شاغل به شکل کناره‌گیری رفتاری، کرختی عاطفی و انزوا متبلور می‌سازد. این قطع ارتباط سیستمی رفتاری، که توسط بقایای عاطفی منفی فرسودگی آغاز شده است، به‌طور ساختاری فرصت‌های

تقویت مثبت و تعامل اجتماعی را محدود کرده و معیارهای محوری بی‌لذتی (anhedonia) و کناره‌گیری اجتماعی برای افسردگی بالینی را تأمین می‌کند؛ که بدین ترتیب توسعه مستقیم نشانه‌های افسردگی را در این گروه جمعیتی تبیین می‌نماید. این نتایج با پژوهش هوانگ و همکاران (۲۰۲۴) همراستا است.

اثر غیرمستقیم فرسودگی بر افسردگی از طریق سرریزشدگی منفی کار- خانواده است که به‌عنوان سازوکار میانجی اصلی عمل می‌کند. این نتیجه به‌صورت قوی توسط نظریه سرریزشدگی / پس‌ریزشدگی کار- خانواده توجیه می‌شود. براساس یافته‌ها، تنش‌های ناشی از فرسودگی صرفاً به محیط کار محدود نمی‌شود، بلکه به شکل رفتارهای برون‌ریزانه نظیر انزوا و کاهش دسترسی عاطفی به حوزه خانواده تسری می‌یابد. این سرریزشدگی منفی، منبع ثانویه‌ای از استرس ادراک‌شده را تولید می‌کند که ریشه‌ای عمیق‌تر از فشار کاری دارد؛ این استرس از احساس شکست در ایفای نقش‌های هنجاری و حیاتی خانوادگی ناشی می‌شود (موررو-میگوئز و ارتگا-گاسپر، ۲۰۲۲). از آنجا که هویت بسیاری از مردان به توانایی آنها در حفظ پایداری عاطفی و ایفای نقش در خانه گره خورده است، تهدید هویت خانوادگی در اثر فرسودگی شغلی، استرسی به‌مراتب قوی‌تر و درونی‌تر از استرس صرفاً ناشی از فرسودگی شغلی ایجاد می‌کند و به‌طور مؤثری مسیر نهایی را به سمت علائم افسردگی تسریع می‌نماید. این یافته یا پژوهش ژنگ و همکاران (۲۰۲۲) در یک راستاست.

یافته‌ای که اهمیت ویژه‌ای برای طراحی مداخلات دارد، نبود تأثیر مستقیم استرس ناشی از فرسودگی بر افسردگی است. این نتیجه نشان می‌دهد که مردان ممکن است تقاضاهای مستقیم کاری را با راهبردهای مقابله‌ای متمرکز بر مسئله (مانند ایزوله کردن یا تمرکز بر وظایف) مدیریت کنند که تأثیر استرس اولیه را خنثی می‌سازد (لازاروس و فولکمن، ۱۹۸۴). با این حال، تفسیر عمیق‌تر این است که پیامدهای منفی فرسودگی به‌جای انباشت استرس مستقیم فوراً به رفتار سرریزشدگی منفی تبدیل می‌شوند. بنابراین، مسیر مستقیم استرس توسط مسیر غیرمستقیم میانجی‌گری می‌شود؛ استرس کار به تنش درونی در رابطه تبدیل شده و بازخورد منفی حاصل از تجربه شکست در حوزه خانه است که به‌طور مستقیم استرس درونی شده را تولید و علائم افسردگی را تسریع می‌کند. این پویایی بر اهمیت تمرکز مداخلات سازمانی بر حفظ مرزهای کار- خانواده و مدیریت تعارض نقش تأکید می‌ورزد. این یافته‌ها با پژوهش الهیلالی و همکاران (۲۰۲۴) در یک راستاست.

• نتیجه‌گیری

با توجه به جایگاه پایین ایران در رتبه‌بندی‌های بین‌المللی، یافته‌های این پژوهش، ضرورت نهادینه‌سازی مدیریت استرس و تسهیل تعادل و سرریزشدگی کار- خانواده را در سطح سیاست‌گذاری‌های کلان کشور و در ساختار مدیریتی سازمانها برجسته می‌سازد. براساس نتایج الگوی نهایی پژوهش، اتخاذ راهبردهایی که به تقویت اشتیاق کاری منجر می‌شوند (نظیر تناسب فرد- شغل، طراحی مجدد شغل و هم‌راستاسازی تقاضاها و منابع شغلی و همچنین هدایت آگاهانه انرژی سازنده کاری به سمت بافت خانواده (تسهیل سرریزشدگی مثبت)، می‌تواند کارکنان را به سمت افزایش شادکامی و در پی آن، ارتقای بهره‌وری سوق دهد. علاوه بر این، پژوهش حاضر بر یک رویکرد آسیب‌شناسانه مبتنی بر پیشگیری از فرسودگی شغلی و کاهش سرریزشدگی منفی کار- خانواده تأکید می‌ورزد. این مهم از طریق کاهش عوامل فشارزا و تقاضاهای کاری غیرضروری، ارائه آموزش‌های غنی‌سازی روابط کار- خانواده و استقرار سیاست‌های حمایت‌گرانه خانواده‌محور در محیط‌های کاری، محقق می‌گردد.

تفسیر نتایج این پژوهش باید الزاماً در چارچوب محدودیت‌های روش‌شناختی آن صورت پذیرد. اول، به‌دلیل اتخاذ یک طرح مقطعی، از هرگونه استنباط علی بین متغیرهای مورد مطالعه باید اکیداً اجتناب شود؛ برای تعیین روابط علت و معلولی، استفاده از طرح‌های طولی در مطالعات آتی توصیه می‌شود. دوم، به منظور کنترل بر متغیر جنسیت و اثرگذاری متمایز آن در پدیده‌های روان‌شناختی، به‌ویژه سرریز شدن کار- خانواده (براساس شواهد نظری و تجربی)، جامعه آماری این پژوهش تنها شامل مردان شاغل بود. لذا، تعمیم مستقیم این الگو به جمعیت زنان نیازمند احتیاط است، اگرچه براساس پیشینه پژوهشی، احتمال تکرار این روابط (احتمالاً با شدت بیشتر) برای جنسیت مؤنث وجود دارد. سوم، به‌نظر می‌رسد که در تبیین رابطه بین سرریزشدگی مثبت و منفی کار- خانواده با استرس، گنجاندن متغیرهای واسطه‌ای نظیر سرسختی روان‌شناختی کمک‌کننده به‌نظر می‌رسد تا جوانب ادراکی و شناختی استرس به‌طور کامل الگوسازی

شود. به همین منظور، به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌گردد علاوه بر تکرار پژوهش حاضر بر نمونه‌های زن، به لحاظ کردن متغیرهای اقتصادی و سازمانی نظیر بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری به‌عنوان متغیر وابسته اقدام نمایند.

• تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی مشارکت‌کنندگان در این پژوهش که در راستای اهداف این پژوهش ما را یاری کردند، صمیمانه سپاسگزاری می‌شود.

• منابع

- اسلمی، الهه؛ خانی مهرآبادی، فرزانه؛ تدین، اعظم (۱۴۰۲). طراحی و آزمون الگویی از رابطه شخصیت با اضطراب کرونا با میانجی‌گری استرس ادراک‌شده و خودکارآمدی در نوجوانان. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷ (۳)، ۲۹۴-۳۰۳. <http://www.iranapsy.ir/Article/38718>
- پروین آشتیانی، نصیبه؛ فراهانی، محمدنقی؛ خانی‌پور، حمید؛ صرامی فروشانی، غلامرضا (۱۴۰۳). به کارگیری مدل سازمان شخصیت در تمایز سطوح فرسودگی شغلی کارکنان شهرداری. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸ (۴)، ۳۶۵-۳۷۴. <http://www.iranapsy.ir/Article/47959>
- حاجلو، نادر (۱۳۹۲). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه ایرانی فرم کوتاه مقیاس اشتیاق شغلی اوترچت (UWES-9). *دانش و پژوهش در روان‌شناسی کاربردی - دانشگاه آزاد اسلامی - واحد اصفهان (خوراسگان)*، ۱۴ (۵۲)، ۶۱-۶۸. <https://sanad.iau.ir/Journal/jsrp/Article/890599>
- دابسون، کیت استفان؛ محمدخانی، پروانه (۱۳۸۶). مختصات روان‌سنجی پرسشنامه افسردگی بک-۲ در یک نمونه بزرگ مبتلایان به اختلال افسردگی اساسی. *فصلنامه توانبخشی*، ۸ (۸۰-۸۶). <http://rehabilitationj.uswr.ac.ir/article-1-135-fa.html>
- دیباچی، سید میثم (۱۳۹۵). *تدوین الگوی سرریز شدن-پس‌ریز شدن در متغیرهای مثبت و منفی کاری و خانوادگی و سنجش تأثیر مداخله حاصل از الگو*. پایان‌نامه دکترای رشته روان‌شناسی. اصفهان: دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه اصفهان.
- عاطف، لاله، روح الامین، مریم، نوری، ابوالقاسم و مولوی، حسین. (۱۳۸۵). میزان فرسودگی شغلی و خشنودی شغلی پزشکان جراح عمومی و متخصص داخلی شهر اصفهان. *دانش و پژوهش در روان‌شناسی کاربردی*، ۸ (۲۹)، ۱۲۹-۱۵۱. <https://sanad.iau.ir/fa/Article/892042>
- علی‌پور، احمد؛ آگاه‌هریس، مژگان (۱۳۸۶). اعتبار و روایی فهرست شادکامی آکسفورد در ایرانیها. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۳ (۱۲)، ۲۸۷-۲۹۸. <https://sanad.iau.ir/Journal/jip/Article/1054899>
- Afridi, R., & Suk, K. (2023). Microglial responses to stress-induced depression: Causes and consequences. *Cells*, 12(11), 1521. <https://doi.org/10.3390/cells12111521>.
- Agrawal, M., & Mahajan, R. (2021). Work-family enrichment: an integrative review. *International Journal of Workplace Health Management*, 14(2), 217-241. <https://doi.org/10.1108/IJWHM-04-2020-0056>.
- Ahola, K., Honkonen, T., Kivimäki, M., Virtanen, M., Isometsä, E., Aromaa, A., & Lönnqvist, J. (2006). Contribution of burnout to the association between job strain and depression: the health 2000 study. *Journal of occupational and environmental medicine*, 48(10), 1023-1030. <https://doi.org/10.1097/01.jom.0000237437.84513.92>.
- Alhilali, K., Husni, M., & Almarabbeh, A. (2024). Frequency of burnout in dental students and its relationship with stress level, depressive, and anxiety state. *Middle East Current Psychiatry*, 31(1), 21. <https://doi.org/10.1186/s43045-024-00411-y>.
- Alkan, O., & Kavalci, K. (2023). Gender differences in happiness during COVID-19 pandemic: evidence from Türkiye. *Psychiatry and Behavioral Sciences*, 13(3), 153. <https://doi.org/10.5455/PBS.20230512053548>.
- Alshaya, D. S. (2022). Genetic and epigenetic factors associated with depression: An updated overview. *Saudi journal of biological sciences*, 29(8), 103311. <https://doi.org/10.1016/j.sjbs.2022.103311>.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological bulletin*, 103(3), 411-423. <https://psycnet.apa.org/doiLanding?doi=10.1037%2F0033-2909.103.3.411>
- Argyle, M., Martin, M., & Crossland, J. (1989). Happiness as a function of personality and social encounters. *Recent advances in social psychology: An international perspective*, 189-203.
- Ashforth, B. E., Kreiner, G. E., & Fugate, M. (2000). All in a day's work: Boundaries and micro role transitions. *Academy of Management review*, 25(3), 472-491. <https://doi.org/10.2307/259305>.
- Aviles Gonzalez, C. I., Barrui, V., Migliaccio, G. M., Curcio, F., Gioiello, G., Romero, Z., ... & Primavera, D. (2025). Gender Differences in the Perceived Impact of Major Depressive Disorder on Quality of Life: A Cross-Sectional Population Study. *Journal of Clinical Medicine*, 14(17), 5984. <https://doi.org/10.3390/jcm14175984>.

- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2008). Towards a model of work engagement. *Career development international*, 13(3), 209-223. <https://doi.org/10.1108/13620430810870476>.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2014). Job demands–resources theory. *Wellbeing: A complete reference guide*, 1-28. <https://doi.org/10.1002/9781118539415.wbwell019>.
- Bakker, A. B., & Oerlemans, W. G. (2016). Momentary Work Happiness as a Function of Enduring Burnout and Work Engagement. *The Journal of psychology*, 150(6), 755-778. <https://doi.org/10.1080/00223980.2016.1182888>.
- Barkhowa, M. K., & Yudhatama, M. A. (2023). Work Engagement and Quality of Work Life: The Mediation Role of Workplace Happiness. *Jurnal Ilmiah Manajemen dan Bisnis (JIMBI)*, 4(2), 162-170. <https://doi.org/10.31289/jimbi.v4i2.2753>.
- Barnett, R. C. and Hyde, J. S. (2001) 'Women, Men, Work, and Family. An Expansionist Theory', *American Psychologist* ,56, 781–96. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.10.781>.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Garbin, M. G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8, 77-100. [https://doi.org/10.1016/0272-7358\(88\)90050-5](https://doi.org/10.1016/0272-7358(88)90050-5).
- Beck, A. T., Ward, C., Mendelson, M., Mock, J., & Erbauch, J. (1961). *Beck depression inventory (BDI)*. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1961.01710120031004>.
- Beck, A.T., Rush, A.J., Shaw, B., Emery, G. (1979). *Cognitive Therapy of Depression*. New York: Guilford Press. <https://doi.org/10.1046/j.1440-1614.2002.t01-4-01015.x>.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. (2005). EQS 6.1 for Windows. *Structural equations program manual*. Encino, CA: *Multivariate Software*.
- Bianchi, R., Verkuilen, J., Schonfeld, I. S., Hakanen, J. J., Jansson-Fröjmark, M., Manzano-García, G., ... & Meier, L. L. (2021). Is burnout a depressive condition? A 14-sample meta-analytic and bifactor analytic study. *Clinical Psychological Science*, 9(4), 579-597. <https://doi.org/10.1177/2167702620979597>.
- Bokvadze, N., Corbi, S., Lewes, S., & Doruk, O. (2024). Burnout Syndrome and Its Effects on Daily Life. *Collaborate, Current Science*, 6(601), 47-70. <https://doi.org/10.5281/zenodo.10465945>.
- Brickman, P., Rabinowitz, V. C., Karuza, J., Coates, D., Cohn, E., & Kidder, L. (1982). Models of helping and coping. *American psychologist*, 37(4), 368-384. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.37.4.368>.
- Carlson, D. L., Petts, R. J., & Pepin, J. R. (2021). Flexplace work and partnered fathers' time in housework and childcare. *Men and Masculinities*, 24(4), 547-570. <https://doi.org/10.1177/1097184X211014929>.
- Carr, A., Finneran, L., Boyd, C., Shirey, C., Canning, C., Stafford, O., ... & Burke, T. (2024). The evidence-base for positive psychology interventions: a mega-analysis of meta-analyses. *The Journal of Positive Psychology*, 19(2), 191-205. <https://doi.org/10.1080/17439760.2023.2168564>.
- Cochran W. G. (1977). *The estimation of sample size in: Sampling Technique*. 3rd Edition. New York: John Wiley & Sons, 72-88
- Cotobal Rodeles, S., Martín Sánchez, F. J., & Martínez-Sellés, M. (2025). Physician and medical student burnout, a narrative literature review: Challenges, strategies, and a call to action. *Journal of Clinical Medicine*, 14(7), 2263. <https://doi.org/10.3390/jcm14072263>.
- Cresswell, S. L., & Eklund, R. C. (2006). The convergent and discriminant validity of burnout measures in sport: A multi-trait/multi-method analysis. *Journal of Sports Sciences*, 24(2), 209-220. <https://doi.org/10.1080/02640410500131431>.
- Culbertson, S. S., Mills, M. J., & Fullagar, C. J. (2012). Work engagement and work-family facilitation: Making homes happier through positive affective spillover. *Human relations*, 65(9), 1155-1177. https://doi.org/10.1177/0018726712440295?urlappend=%3Futm_source%3Dresearchgate.
- Dai, W., Feng, K., Sun, X., Xu, L., Wu, S., Rahmand, K., ... & Han, T. (2022). Natural products for the treatment of stress-induced depression: Pharmacology, mechanism and traditional use. *Journal of ethnopharmacology*, 285, 114692. <https://doi.org/10.1016/j.jep.2021.114692>.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2012). Self-determination theory. *Handbook of theories of social psychology*, 1(20), 416-436. <https://doi.org/10.4135/9781446249215.n21>.
- Demerouti, E. & Bakker, A.B. (2008). *The Oldenburg Burnout Inventory: A good alternative to measure burnout and engagement*. In J.R.B. Halbesleben (Ed.), *Handbook of stress and burnout in health care*. Hauppauge, NY: Nova Science.
- Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. L. (1995). Effects of Estimation Methods, Number of Indicators per Factor, and Improper Solutions on Structural Equation Modeling Fit Indices. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2, 119-143. https://doi.org/10.1080/10705519509540000?urlappend=%3Futm_source%3Dresearchgate.
- Fischer, R., Scheunemann, J., & Moritz, S. (2021). Coping strategies and subjective well-being: Context matters. *Journal of Happiness Studies*, 22(8), 3413-3434. <https://doi.org/10.1007/s10902-021-00372-7>.
- González-Rico, P., Guerrero-Barona, E., Chambel, M. J., & Guerrero-Molina, M. (2022). Well-being at work: burnout and engagement profiles of university workers. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(23), 15436. <https://doi.org/10.3390/ijerph192315436>.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10, 76 – 88. <https://doi.org/10.2307/258214>.
- Greenhaus, J. H., & Powell, G. N. (2006). When work and family are allies: A theory of work-family enrichment. *Academy of management review*, 31(1), 72-92. <https://doi.org/10.2307/20159186>.

- Grzywacz, J. G., & Marks, N. F. (2000). Reconceptualizing the work–family interface: An ecological perspective on the correlates of positive and negative spillover between work and family. *Journal of occupational health psychology*, 5(1), 111. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.5.1.111>.
- Handayani, N. S., Ancok, D., & Putri, D. K. (2023). Happiness in the workplace of women lecturers based on work-family balance and work engagement. *Российский психологический журнал*, 20(2), 94-105. <https://doi.org/10.21702/rpj.2023.2.6>.
- Herrera, P. A., Campos-Romero, S., Szabo, W., Martínez, P., Guajardo, V., & Rojas, G. (2021). Understanding the relationship between depression and chronic diseases such as diabetes and hypertension: A grounded theory study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(22), 12130. <https://doi.org/10.3390/ijerph182212130>.
- Hills, P., & Argyle, M. (2002). The Oxford Happiness Questionnaire: A compact scale for the measurement of psychological well-being. *Personality and Individual Differences*, 33(7), 1073-1082. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00213-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00213-6).
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American psychologist*, 44(3), 513. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>.
- Hobfoll, S. E. (1998). *Stress, culture, and community*. New York, NY: Plenum Press.
- Hong, E. K., Kim, J., & Choi, I. (2025). Implicit theories of happiness: When happiness is viewed as changeable, happy people are perceived much more positively than unhappy people. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 51(2), 185-202. <https://doi.org/10.1177/01461672231184711>.
- Huang, C. P., Zou, J. M., Ma, H., & Zhong, Y. (2024). Role stress, occupational burnout and depression among emergency nurses: A cross-sectional study. *International Emergency Nursing*, 72, 101387. <https://doi.org/10.1016/j.ienj.2023.101387>.
- Huang, Y., Guo, H., Wang, S., Zhong, S., He, Y., Chen, H., ... & Wang, X. (2024). Relationship between work-family conflict and anxiety/depression among Chinese correctional officers: a moderated mediation model of burnout and resilience. *BMC public health*, 24(1), 17. <https://doi.org/10.1186/s12889-023-17514-6>.
- ICD-11. International classification of diseases—eleventh revision. World Health Organization. <https://icd.who.int/browse11/lm/en#/http://id.who.int/icd/entity/129180281>.
- Institute for Health Metrics and Evaluation (2020). GBD Compare. IHME, University of Washington, Seattle, WA.
- Jaegers, L. A., Vaughn, M. G., Werth, P., Matthieu, M. M., Ahmad, S. O., & Barnidge, E. (2021). Work–family conflict, depression, and burnout among jail correctional officers: A 1-year prospective study. *Safety and health at work*, 12(2), 167-173. <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2020.10.008>.
- Kahn, R. L., Wolfe, D. M., Quinn, R., Snoek, J. D., & Rosenthal, R. A. (1964). *Organizational stress*. New York, NY: Wiley.
- Kaiser, C., Muggleton, N., Quispe-Torreblanca, E., & De Neve, J. E. (2025). Two paradoxes in women’s well-being. *Science Advances*, 11(10). <https://doi.org/10.1126/sciadv.adt1646>.
- Kant, I. J., Jansen, N. W. H., Van Amelsvoort, L. G. P. M., Mohren, D. C. L., & Swaen, G. M. H. (2004). Burnout in de werkende bevolking. Resultaten van de Maastrichtse Cohort Studie. *Gedrag en Organisatie*, 17, 5-17. <https://doi.org/10.5117/2004.017.001.002>.
- Kashyap, V., & Arora, R. (2022). Decent work and work–family enrichment: Role of meaning at work and work engagement. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 71(1), 316-336. <https://doi.org/10.1108/IJPPM-03-2020-0133>.
- Kinnunen, U., Feldt, T., Geurts, S., & Pulkkinen, L. (2006). Types of work-family interface: Well-being correlates of negative and positive spillover between work and family. *Scandinavian Journal of Psychology*, 47(2), 149-162. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2006.00502.x>.
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Lange, M., & Kayser, I. (2022). The role of self-efficacy, work-related autonomy and work-family conflict on employee’s stress level during home-based remote work in Germany. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), 4955. <https://doi.org/10.3390/ijerph19094955>.
- Lazarus RS, Folkman S. (1984). *Stress, Appraisal, and Coping*. New York: Springer
- Lee, J. K. (2022). The effects of social comparison orientation on psychological well-being in social networking sites: Serial mediation of perceived social support and self-esteem. *Current Psychology*, 41(9), 6247-6259. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01114-3>.
- Lee, J., Lim, J. E., Cho, S. H., Won, E., Jeong, H. G., Lee, M. S., ... & Han, K. M. (2022). Association between work-family conflict and depressive symptoms in female workers: An exploration of potential moderators. *Journal of Psychiatric Research*, 151, 113-121. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.04.018>.
- Leiter, M. P., & Maslach, C. (2005). A mediation model of job burnout. *Research Companion to Organizational Health Psychology*, 544-564. <https://doi.org/10.4337/9781845423308.00046>.
- Liu, J., Wang, S., Ren, Z., & Wang, Y. (2024). Extraversion, situation characteristics and everyday happiness. *Current Psychology*, 43(39), 30584-30594. <https://doi.org/10.1037/bul0000226>.
- Liu, Y., Hiltz, D., Tian, X., & Gao, S. (2025). Work–Family Enrichment Among School Counselors: The Roles of Coping and Transformational Leadership. *Professional School Counseling*, 29(1). <https://doi.org/10.1177/2156759X251320908>.
- Lomas, T., & VanderWeele, T. J. (2023). The complex creation of happiness: Multidimensional conditionality in the drivers of happy people and societies. *The Journal of Positive Psychology*, 18(1), 15-33. <https://doi.org/10.1037/bul0000226>.

- Lyubomirsky, S. (2001). Why are some people happier than others? The role of cognitive and motivational processes in well-being. *American Psychologist*, 56, 239–249. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.239>.
- Ma, Y., Xiang, Q., Yan, C., Liao, H., & Wang, J. (2021). Relationship between chronic diseases and depression: the mediating effect of pain. *BMC psychiatry*, 21, 1-11. <https://doi.org/10.1186/s12888-021-03428-3>.
- Macey, W. H., & Schneider, B. (2008). The meaning of employee engagement. *Industrial and Organizational Psychology*, 1, 3–30. <https://doi.org/10.1111/j.1754-9434.2007.0002.x>.
- Mahalik, J. R., & Di Bianca, M. (2021). Help-seeking for depression as a stigmatized threat to masculinity. *Professional Psychology: Research and Practice*, 52(2), 146. <https://doi.org/10.1037/pro0000365>.
- Marks, S. R. (1977). Multiple roles and role strain: Some notes on human energy, time and commitment. *American Sociological Review*, 921-936. <https://doi.org/10.2307/2094577>.
- Marx, W., Penninx, B. W., Solmi, M., Furukawa, T. A., Firth, J., Carvalho, A. F., & Berk, M. (2023). Major depressive disorder. *Nature Reviews Disease Primers*, 9(1), 44. doi: 10.1038/s41572-023-00454-1.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of organizational behavior*, 2(2), 99-113. <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2022). *The burnout challenge: Managing people's relationships with their jobs*. Harvard University Press.
- Matud, M. P., Sánchez-Tovar, L., Hernández-Lorenzo, D. E., & Cobos-Sanchiz, D. (2024). Job satisfaction, mental symptoms, and well-being in Adult workers: A gender analysis. *Psychiatry International*, 5(2), 253-267. <https://doi.org/10.3390/psychiatryint5020018>.
- McKnight, J. D., & Glass, D. C. (1995). Perceptions of control, burnout, and depressive symptomatology: A replication and extension. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63(3), 490. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.63.3.490>.
- McNamara, M. E., Shumake, J., Stewart, R. A., Labrada, J., Alario, A., Allen, J. J., ... & Beevers, C. G. (2021). Multifactorial prediction of depression diagnosis and symptom dimensions. *Psychiatry Research*, 298, 113805. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2021.113805>.
- Meijman, T. F., & Mulder, G. (1998). Psychological aspects of workload. In P. J. D. Drenth, H. Thierry, & C. J. de Wolff (Eds.), *Handbook of Work and Organizational Psychology*, Vol. 2, Work psychology (2nd ed., pp. 5–33). Hove, UK: Psychology Press.
- Mokhwelepa, L. W., & Sumbane, G. O. (2025). Men's Mental Health Matters: The Impact of Traditional Masculinity Norms on Men's Willingness to Seek Mental Health Support; a Systematic Review of Literature. *American Journal of Men's Health*, 19(3), 15579883251321670. <https://doi.org/10.1177/15579883251321670>.
- Montero-Marín, J. (2016). El síndrome de burnout y sus diferentes manifestaciones clínicas: una propuesta para la intervención. *Anestesia Analgesia Reanimación*, 29(1), 4-4.
- Morero-Mínguez, A., & Ortega-Gaspar, M. (2022). A change in work-family/life or a return to traditional normative patterns in Spain? Systematic Review. *Frontiers in Sociology*, 7, 807591. <https://doi.org/10.3389/fsoc.2022.807591>.
- Obrenovic, B., Jianguo, D., Khudaykulov, A., & Khan, M. A. S. (2020). Work-family conflict impact on psychological safety and psychological well-being: A job performance model. *Frontiers in Psychology*, 11, 475. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00475>.
- Oishi, S., & Westgate, E. C. (2022). A psychologically rich life: Beyond happiness and meaning. *Psychological Review*, 129(4), 790-811. <https://doi.org/10.1037/rev0000317>.
- Okyere, J., Ayebe, C., & Dickson, K. S. (2025). Sex differences in help-seeking behavior for depression in Lesotho: findings from a national survey. *BMC Psychiatry*, 25(1), 290. <https://doi.org/10.1186/s12888-025-06749-9>.
- Park, G. R., Song, E., & Kim, J. (2024). Persistent exposure to work family conflict and depressive symptoms among Korean working women: An exploration of temporal patterns and age heterogeneity. *Journal of Family Issues*, 45(9), 2322-2339. <https://doi.org/10.1177/0192513X231204018>.
- Peterson, C., Park, N., & Seligman, M.E.P. (2005). Orientations to Happiness and Life Satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, 6, 25–41. <https://doi.org/10.1007/s10902-004-1278-z>.
- Powell, G. N., & Greenhaus, J. H. (2006). Is the opposite of positive negative? Untangling the complex relationship between work-family enrichment and conflict. *Career Development International*, 11(7), 650-659. <https://doi.org/10.1108/13620430610713508>.
- Rivera, A. R., Gálvez-Mozo, A., & Tirado-Serrano, F. (2024). The imperative of happiness in positive psychology: Towards a psychopolitics of wellbeing. *New Ideas in Psychology*, 72, 101058. <https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2023.101058>.
- Rodríguez-Muñoz, A., Sanz-Vergel, A. I., Demerouti, E., & Bakker, A. B. (2014). Engaged at work and happy at home: A spillover–crossover model. *Journal of Happiness Studies*, 15(2), 271-283. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9421-3>.
- Ryan, R.M., & Deci, E.L. (2001). On Happiness and Human Potentials: A Review of Research on Hedonic and Eudaimonic Well-Being. *Annual Review Psychology*, 52, 141–166. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>.
- Ryan, R.M., Huta, V., & Deci, E.L. (2008). Living Well: A Self Determination Theory Perspective of Eudaimonia. *Journal of Happiness Studies*, 9, 139–170. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>.
- Salmela-Aro, K., Read, S., Vuoksimaa, E., Korhonen, T., Dick, D. M., Kaprio, J., & Rose, R. J. (2014). Depressive Symptoms and Career-Related Goal Appraisals: Genetic and Environmental Correlations and Interactions. *Twin Research and Human Genetics*, 17(04), 236-243. <https://doi.org/10.1017/thg.2014.33>.

- Savard, Y. P. (2023). Work-family spillover of daily positive affect onto performance: The moderating role of domain identity salience. *European Review of Applied Psychology*, 73(2), 100819. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2022.100819>.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701-716. <https://doi.org/10.1177/0013164405282471>.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71-92. <https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>.
- Scott, K. S. (2022). Making sense of work: finding meaning in work narratives. *Journal of Management & Organization*, 28(5), 1057-1077. <https://doi.org/10.1017/jmo.2019.43>.
- Seligman ME (1972). Learned helplessness. *Annual Review of Medicine*, 23, 407-412.
- Seligman, M. (2002). *Authentic happiness*. New York: Free Press
- Sharma, J., Dhar, R. L., & Tyagi, A. (2016). Stress as a mediator between work-family conflict and psychological health among the nursing staff: Moderating role of emotional intelligence. *Applied Nursing Research*, 30, 268-275. <https://doi.org/10.1016/j.apnr.2015.01.010>.
- Shin, D. S., & Jeong, B. Y. (2021). Structural equation Model of Work Situation and work-family conflict on Depression and Work Engagement in Commercial Motor vehicle (CMV) drivers. *Applied Sciences*, 11(13), 5822. <https://doi.org/10.3390/app11135822>.
- Sileo, K. M., & Kershaw, T. S. (2020). Dimensions of masculine norms, depression, and mental health service utilization: Results from a prospective cohort study among emerging adult men in the United States. *American Journal of Men's Health*, 14(1), <https://doi.org/10.1177/1557988320906980>.
- Tavella, G., Hadzi-Pavlovic, D., Bayes, A., Jebejian, A., Manicavasagar, V., Walker, P., & Parker, G. (2023). Burnout and depression: points of convergence and divergence. *Journal of Affective Disorders*, 339, 561-570. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.07.095>.
- Tortumlu, M., & Uzun, K. (2025). Work engagement and well-being among software developers: the moderating role of emotional deprivation in working from home and hybrid work. *International Journal of Organizational Analysis*. <https://doi.org/10.1108/IJOA-11-2024-4985>.
- Turner, M. (2024). Neurobiological and psychological factors to depression. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 28(2), 114-127. <https://doi.org/10.1080/13651501.2024.2382091>.
- Uusiautti, S. (2013). On the positive connection between success and happiness. *International Journal of Research Studies in Psychology*, 3(1), 85-96. <https://doi.org/10.5861/ijrsp.2013.509>.
- Vittersø, J. (2016). *Handbook of eudaimonic well-being*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3>.
- Warttig, S. L., Forshaw, M. J., South, J., & White, A. K. (2013). New, normative, English-sample data for the short form perceived stress scale (PSS-4). *Journal of Health Psychology*, 18(12), 1617-1628. <https://doi.org/10.1177/1359105313508346>.
- Weiss, H. M., & Cropanzano, R. (1996). Affective events theory. *Research in Organizational Behavior*, 18(1), 1-74. <https://doi.org/10.4135/9781412952651.n5>.
- Whitley, R. (2021). Risk factors and rates of depression in men: do males have greater resilience, or is male depression underrecognized and underdiagnosed? In *Men's Issues and Men's Mental Health: An Introductory Primer* (pp. 105-125). Cham: Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3>.
- Widya, G., & Zona, M. A. (2021). Work Family Conflict on Burnout: The Mediating of Work Stress. *Human Resource Management Studies*, 1(4), 246-253. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2008.00125.x>.
- World Health Organization. (2025). *Mental health atlas 2024*. World Health Organization.
- Zheng, G., Lyu, X., Pan, L., & Chen, A. (2022). The role conflict-burnout-depression link among Chinese female health care and social service providers: the moderating effect of marriage and motherhood. *BMC Public Health*, 22(1), 230. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-12641-y>.

اعتبارسنجی ساختار عاملی مقیاس خودسنجی خرد در دانشجویان Validation of the Self-Assessed Wisdom Scale (SAWS) in Students

Roghayeh Ghorbani, PhD[✉]رقیه قربانی^۱

Abstract

The present study was conducted with the aim of investigating the psychometric indicators of the Wisdom Scale (SAWS) among students. This study is classified as descriptive-correlational research to select the desired sample from undergraduate students of Shiraz University in the academic year 2023-2024, 421 people were selected using multi-stage cluster random sampling method and completed the Webster Wisdom Scale and Goldberg Personality Traits questionnaires. The research data were analyzed in SPSS-22 and AMOS-22 software. The results of confirmatory factor analysis confirmed the existence of a five-factor structure in the scores obtained from the Persian version of the Wisdom Scale. In such a way that this scale has an acceptable fit with the data and all the goodness-of-fit indices for the five-factor model of wisdom were confirmed. In addition, Cronbach's alpha values for the components of the wisdom self-assessment scale were between 0.71 and 0.76, and for the total wisdom score was 0.80, which indicates the desirable reliability of the wisdom self-assessment tool. Also, the correlation coefficient of this scale with the extraversion and neuroticism dimensions of personality was 0.36 and -0.17, respectively, which indicates the convergent and divergent validity of this tool. These results indicate that the wisdom self-assessment scale (SAWS) can be used as a suitable tool for identifying wisdom in students with slight changes.

Keywords: Self-Assessed Wisdom Scale, Wisdom, Personality, Factor Analysis, Validity, Reliability.

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس خرد (SAWS) در بین دانشجویان انجام گرفت. این پژوهش به لحاظ روش توصیفی-همبستگی بود. برای انتخاب نمونه از بین دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳، تعداد ۴۲۱ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند و پرسشنامه‌های مقیاس خودسنجی خرد وبستر و ویژگی‌های شخصیت گلدبرگ را تکمیل کردند. داده‌های پژوهش در نرم‌افزار SPSS-22 و AMOS-22 مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج مربوط به تحلیل عامل تأییدی وجود یک ساختار پنج‌عاملی در نمرات حاصل از نسخه فارسی مقیاس خودسنجی خرد را مورد تأیید قرار داد. به‌گونه‌ای که این مقیاس برازش قابل‌قبولی با داده‌ها داشته است و کلیه شاخص‌های نیکویی برازش برای الگوی پنج‌عاملی خردمندی تأیید شد. علاوه بر این مقادیر آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های مقیاس خودسنجی خرد بین ۰/۷۰ تا ۰/۷۶ و برای نمره خرد کل ۰/۸۰ به‌دست آمد که نشانگر مطلوب بودن اعتبار ابزار خودسنجی خردمندی است. همچنین ضریب همبستگی این مقیاس با ابعاد برون‌گرایی و روان‌آزرده‌گرایی شخصیت به ترتیب (۰/۳۶، ۰/۱۷-) و (p=۰/۰۱) به‌دست آمد که بیانگر روایی همگرا و واگرا این ابزار است. این نتایج نشان می‌دهد که مقیاس خودسنجی خردمندی با اندکی تغییرات می‌تواند ابزار مناسبی برای شناخت خردمندی در دانشجویان مورد استفاده قرار گیرد. **واژه‌های کلیدی:** مقیاس خودسنجی خردمندی، شخصیت، تحلیل عاملی، روایی، اعتبار.

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۵/۱۵ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۲/۱۸

۱. گروه آموزش روان‌شناسی و مشاوره، دانشگاه فرهنگیان، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

خرد (wisdom) یک سازه باستانی است که براساس رویکردهای هنجاری در فرهنگ‌های مختلف مفهوم‌سازی شده است (فانگ و همکاران، ۲۰۲۰). در سال‌های اخیر تحقیقات در این زمینه رشد قابل توجهی نشان داده است (وستستریت و همکاران، ۲۰۱۹) و تلاش برای شناسایی تفاوت‌های اجتماعی و روان‌شناسی این مفهوم صورت گرفته است (فراری و الحسینی، ۲۰۱۹). روان‌شناسان امروزی خرد را در چند دسته، عناصر شخصیتی (آردلت، ۲۰۰۳؛ وبستر، ۲۰۱۹)، پتانسیل حل مسئله و سازش با محیط (استرنبرگ، ۲۰۲۰) و کشف سازوکارهای خلاقانه در جهت کسب نتیجه نوع‌دوستانه (زانگ و همکاران، ۲۰۲۳) و... تعریف کرده‌اند. علی‌رغم تعاریف متعدد در حوزه خرد، سنجش علمی و دقیق خرد، چالش‌های اساسی را به همراه داشته است. برخی معتقدند که اندازه‌گیری این مفهوم چندبعدی بسی دشوار است و تنها با ارزیابی ویژگی‌های مورد توافق می‌توان آن را به‌طور غیرمستقیم محک زد (گلوک و بلوک، ۲۰۱۳).

برای اندازه‌گیری این مفهوم تاکنون دو دسته کلی معیارهای عملکردی و خودگزارشی وجود دارد (گلوک، ۲۰۱۸؛ کنزمان، ۲۰۱۹). در اندازه‌گیری عملکردی (performance measures) طراحی شده براساس پارادایم برلین (بالتس و استادینگر، ۲۰۰۰) از شرکت‌کنندگان خواسته می‌شود به‌صورت گفتاری یا نوشتاری به سؤال‌های باز پاسخ دهند و ارزیاب آموزش‌دیده امتیازات را لحاظ می‌کند (کنزمان، ۲۰۱۹)؛ علاوه‌بر صرف زمان و هزینه زیاد، برانگیختگی هیجانی (emotional arousal) و افزایش تمرکز بر خود (self-focus) در چالش‌های زندگی واقعی می‌تواند میزان استفاده افراد از راهبردهای استدلالی مرتبط با خرد را محدود سازد و باعث مخدوش شدن نتایج گردد (گروسمن و کراس، ۲۰۱۴). روش خودگزارشی (self-report measure) نوع دوم اندازه‌گیری خرد است که در آن افراد براساس ماده‌های از پیش تعیین‌شده، ویژگی‌های خود را درجه‌بندی می‌سازد. این روش با اجرا و نمره‌گذاری سهل‌تر، ولی با یک مشکل ذاتی همراه است، چرا که افراد خردمند نسبت به سایر افراد، خودانعکاسی (self-reflective) بیشتری دارند؛ بنابراین با تمرکز بیش از حد بر نقاط ضعف خود، ارزیابی کمتر از حد معمول برای شخص، بسیار محتمل است (گلوک، ۲۰۱۸؛ برینزا و همکاران، ۲۰۱۸). استرنبرگ و همکاران (۲۰۲۳)، بیان کردند که هریک از رویکردهای خرد، دارای شایستگی‌های خاص خود هستند که زمینه را برای علاقه‌مندان فراهم می‌کنند تا مسائل مربوط به جنبه‌های متعدد خرد را مورد مطالعه قرار دهند (فانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

با توجه به رویکردهای مختلف در حوزه خرد، توسعه ابزارهای روان‌سنجی معتبر و قابل اطمینان از اهمیت بالایی برخوردار است؛ چرا که این ابزارها امکان اندازه‌گیری کمی و علمی این مفهوم پیچیده را فراهم می‌سازند (استادینگر و گلوک، ۲۰۱۱). با این حال، اکثر مقیاس‌های موجود در فرهنگ‌های غربی هنجاریابی شده‌اند. ابزار خود سنجی خرد وبستر (۲۰۰۷) از جمله این ابزارها است. این ابزار جز، ابزارهای معتبر خرد است که اغلب توسط محققان و روان‌شناسان مورد استفاده قرار گرفته است و ارزیابی مثبتی از سازگاری درونی و ویژگی‌های روان‌سنجی آن دریافت شده است (تیلور و همکاران، ۲۰۱۱؛ وبستر، ۲۰۱۰). به‌طور مثال پژوهش‌ها نشان دادند که خرد خودسنجی وبستر با انسجام هویتی (ego-integrity)، نگرش‌ها و ارزش‌های زندگی، خوش‌بینی (وبستر و همکاران، ۲۰۱۸) و سلامت روانی (وبستر و همکاران، ۲۰۱۴) همبستگی مثبت داشته است و در عین حال می‌تواند کاهش‌دهنده رویدادهای آسیب‌زای زندگی نیز باشد (وبستر و دنگ، ۲۰۱۵). این مقیاس از تعامل و ادغام پنج بعد متفاوت همچون تجربیات حیاتی زندگی (critical life experiences)، تأمل و یادآوری خاطرات (reminiscence)، گشودگی به تجربه (openness to experiences)، شوخ‌طبعی (humor)، تنظیم هیجان (emotion regulation) برای شناسایی افراد خردمند بهره می‌جوید (وبستر، ۲۰۱۹). بر این اساس خرد به‌عنوان یک انسجام چندبعدی از پنج عامل متقابل و وابسته به یکدیگر مفهوم‌سازی شده است و هنگامی که ترکیب این ابعاد به میزان بالایی باشد که فرد بتواند با خودمدیریتی بالا، چالش‌های زندگی و تحصیلی را به شکل مطلوب پشت سر بگذارد (علیزاده و همکاران، ۱۴۰۲)؛ به‌عنوان فرد خردمند شناخته می‌شود (وبستر و همکاران، ۲۰۱۴).

با وجود ابزارهای متعدد در اندازه‌گیری خرد، پژوهش‌های کمی در زمینه اعتبارسنجی و بومی‌سازی این مقیاس‌ها در فرهنگ‌های غیرغربی، به‌ویژه جوامع شرقی و اسلامی انجام شده است (بروگمن، ۲۰۰۶) این امر به ویژه برای کشورهایمانند ایران که دارای پیشینه فرهنگی و دینی منحصر به فرد هستند، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. بر این اساس پژوهشگران ایران به این مهم پرداخته‌اند و پژوهش‌هایی هر چند محدود در زمینه اندازه‌گیری و هنجاریابی ابزارهای مرتبط با خرد انجام داده‌اند (برای مثال چراغی و همکاران، ۲۰۱۵؛ منظمی تبار

و همکاران، ۱۳۹۸، جعفری و همکاران، ۱۳۹۶)؛ ولی اغلب این پژوهش‌ها ابزارهایی کلی و عمومی برای اندازه‌گیری خرد هنجاریابی یا توسعه داده‌اند که بیشتر جنبه شناختی خرد را مد نظر داشته‌اند و ابزاری که هم‌زمان تعامل چندگانه شناخت، هیجان و شخصیت باشد و در عین حال مختص دانشجویان باشد، کمتر دیده شده است و در این زمینه شکاف پژوهشی وجود دارد. بنابراین هنجاریابی چنین ابزاری در نمونه دانشجویی می‌تواند به بسط و غنای تحقیقات فرهنگی در این زمینه کمک کند و در عین حال اعتباریابی چنین ابزاری در زمینه تقویت ابعاد خردمندی در دانشجویان می‌تواند تسهیل‌گر باشد. پژوهش حاضر نیز با این هدف شکل گرفت تا نسخه مقیاس خودسنجی خرد در جامعه ایرانی مورد بررسی و هنجاریابی قرار گیرد و به این سوال پاسخ داده شود که آیا مقیاس خودسنجی خرد وبستر در جامعه دانشجویان ایرانی از برازش مطلوب برخوردار است؟ آیا این پرسشنامه در نمونه دانشجویان ایرانی از میزان پایایی و روایی مطلوب برخوردار است؟

• روش

این پژوهش از جمله پژوهش‌های توصیفی از نوع همبستگی به شیوه تحلیل عامل تأییدی است. برای احراز روایی صوری مقیاس، ابتدا مقیاس توسط متخصصان با روش ترجمه معنایی و مفهومی (backward-forward) و پس از انطباق آن با نسخه اصلی، این پرسشنامه به صورت تصادفی در نمونه به حجم ۴۰ نفر به صورت پایلوت اجرا گردید و ماده‌های مبهم توسط متخصصان مورد بازنویسی قرار گرفت. پس از بررسی مشکلات احتمالی و حصول اطمینان، اجرا روی نمونه گسترده دانشجویی انجام شد و شاخص‌های روان‌سنجی آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

جامعه آماری پژوهش، دانشجویان مشغول به تحصیل در مقطع کارشناسی دانشگاه شیراز در سال ۱۴۰۲-۱۴۰۳ (به تعداد حدود ۱۶۰۰۰ نفر) بودند که براساس جدول چسی و مورگان نمونه‌ای با حجم ۳۸۰ نفر برآورد شد و جهت جلوگیری از افت آزمودنی‌ها به دنبال رویدادهای غیرقابل پیش‌بینی در پژوهش‌های میدانی، با در نظر گرفتن ۲۰ درصد احتمال افت، حجم نمونه ۴۴۰ نفر برآورد و به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. بدین منظور ابتدا از بین دانشکده‌های دانشگاه شیراز، ۵ دانشکده علوم تربیتی، علوم انسانی، علوم اجتماعی و ادبیات و مهندسی انتخاب سپس از هر دانشکده ۴ تا ۵ کلاس به صورت تصادفی انتخاب شدند و پرسشنامه‌ها در بین دانشجویان کلاس‌های منتخب توزیع و جمع‌آوری شد. به منظور رعایت ملاحظات اخلاقی رضایت شرکت‌کنندگان شرط تکمیل پرسشنامه قرار گرفت و به آنها اطمینان داده شد که به هیچ‌عنوان غیر از اهداف پژوهشی استفاده دیگری از اطلاعات آنها نخواهد شد. پس از بررسی اولیه، ۱۲ پرسشنامه به دلیل کامل نبودن و ۹ مورد به عنوان شناسایی داده‌های پرت (با استفاده از شاخص فاصله ماهالانوبیس (Mahalanobis Distance) از تحلیل نهایی حذف شدند و در نهایت تحلیل‌های آماری با تعداد ۴۲۱ نفر صورت گرفت. در تحلیل داده‌های این پژوهش از نرم‌افزار SPSS (نسخه ۲۲) به منظور تحلیل داده‌های توصیفی و از نرم افزار AMOS (نسخه ۲۲) برای تحلیل عامل تأییدی استفاده شد.

• ابزارها

الف) مقیاس خودسنجی خردمندی (the self-assessed wisdom scale -SAWS): وبستر (۲۰۰۷) مقیاس خودگزارشی خرد ۴۰ ماده‌ای با مقیاس ۶ درجه‌ای لیکرت از ۱=کاملاً مخالفم تا ۶=کاملاً موافقم طراحی کرد. این مقیاس دارای ۵ بعد مفهومی تجربیات بحرانی زندگی، تنظیم هیجان، شوخ‌طبعی، گشودگی به تجربیات و مرور و تأمل بر خاطرات فرد خردمند است. نمره هر خرده‌مقیاس از مجموع ماده‌های مربوطه و نمره کل مقیاس از جمع نمرات تمام ماده‌ها حاصل می‌گردد.

وبستر (۲۰۰۷) برای روایی سازه این ابزار تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی پنج بعد فرضی خرد و کل امتیاز SAWS را تأیید کرد. همچنین نتایج مطالعه وی ضریب همبستگی درونی نمره کل را بین ۰/۹۰-۰/۸۸ و ضریب اعتبار را (آزمون- بازآزمون با دو هفته فاصله) معادل ۰/۸۴ و آلفای کرونباخ کل ۰/۹۴ گزارش کرد.

ب) پرسشنامه پنج عامل بزرگ شخصیت (فرم کوتاه) (big five personality factor questionnaire-BPFQ): در این پژوهش از پرسشنامه پنج عامل بزرگ شخصیت (گلدبرگ، ۱۹۹۹) فرم کوتاه ۲۱ ماده‌ای، تدوین شده توسط خرمانی و فرمانی (۱۳۹۳)

استفاده شد. این مقیاس براساس درجه‌بندی ۶ درجه‌ای لیکرت از ۱=کاملاً نادرست تا ۶=کاملاً درست طراحی شده است. در این مقیاس نمره ابعاد جدا محاسبه می‌شود و نمره کل وجود ندارد. خرمائی و فرمانی (۱۳۹۳) در جهت تأیید روایی مقدار شاخص کفایت نمونه‌گیری ۰/۷۹ و مقدار خي آزمون بارتلت ۳۵۳۲ در سطح $p < 0.001$ معنادار بیان کرد. آنها جهت ارزیابی اعتبار ضریب آلفای کرونباخ ابعاد پرسشنامه را بالای ۰/۷۰ گزارش کردند. در این پژوهش آلفای کرونباخ ابعاد روان‌نژندی ۰/۷۵ و گشودگی به تجربه ۰/۷۲ به‌دست آمد.

• یافته‌ها

در جهت تحلیل یافته‌ها شاخص‌های جمعیت‌شناختی نمونه مورد نظر در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌طور که در جدول ۱ قابل مشاهده است از مجموع ۴۲۱ شرکت‌کننده ۲۶۲ زن (۶۵/۲۳ درصد) و ۱۵۹ مرد (۳۴/۲۱ درصد) با میانگین سنی ۲۱/۳۲ و انحراف معیار ۳/۴۵ بودند. در جدول ۲ شاخص‌های توصیفی متغیرها بیان شده است.

پس از بیان شاخص‌های توصیفی ابعاد خرد، ابتدا اعتبار نمره کل مقیاس همراه با اعتبار مؤلفه‌های آن مورد بررسی قرار گرفت. جهت ارزیابی اعتبار ابزار خودسنجی خردمندی از آلفای کرونباخ استفاده گردید. در جدول ۳ ضرایب همراه با تعداد ماده‌ها گزارش شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۳ قابل مشاهده است، آلفای کرونباخ مؤلفه‌های مقیاس خودسنجی خرد از بین ۰/۷۰ تا ۰/۷۶ و برای نمره خرد کل ۰/۸۰ گزارش شده است که نشان‌گر مطلوب بودن اعتبار این ابزار است. قبل از انجام تحلیل‌های اصلی، پیش‌فرض‌های مهم انجام آزمون‌های آماری پارامتریک همچون از شاخص کجی (skewness)، کشیدگی (kurtosis) جهت نرمال بودن متغیرها و از شاخص‌های تحمل (tolerance) و عامل تورم واریانس (variance inflation factor) جهت ارزیابی هم‌خطی چندگانه متغیرهای مستقل استفاده شد که در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۱. توزیع گروه نمونه بر حسب دانشکده و جنس مشارکت‌کنندگان

دانشکده‌ها	کلاس	زنان	مردان	کل
تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد
۱- علوم تربیتی و روان‌شناسی	۴	۷۱	۴۰	۱۱۱
۲- علوم پایه	۴	۵۵	۳۹	۹۴
۳- مهندسی	۳	۴۳	۲۸	۷۱
۴- ادبیات و معارف اسلامی	۳	۵۷	۳۲	۸۹
۵- علوم اجتماعی	۳	۳۶	۲۰	۵۶
کل	۱۷	۲۶۲	۱۵۹	۴۲۱

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی (میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر)

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تجربیات حیاتی زندگی	۳۸/۲۳	۴/۴۹	۲۶	۴۸
تنظیم هیجان	۳۵/۷۷	۵/۳۴	۱۷	۴۸
شوخ طبیعی	۳۸/۱۰	۵/۲۳	۱۸	۴۸
باز بودن به تجربیات	۳۶/۷۲	۵/۶۳	۱۱	۴۸
تأمل / مرور	۳۵/۱۸	۵/۱۳	۲۰	۴۷
خرد کل	۱/۸۴	۱۸/۵۱	۱۲۸	۲۳۰

جدول ۳. آلفای کرونباخ ابعاد پرسشنامه خودسنجی خردمندی (SAWS)

متغیر	تعداد ماده	ضریب
تجربیات حیاتی زندگی	۶	۰/۷۱
تنظیم هیجان	۷	۰/۷۴
شوخ طبیعی	۷	۰/۷۴
باز بودن به تجربیات	۸	۰/۷۰
تأمل / مرور	۸	۰/۷۶
خرد کل	۴۰	۰/۸۰

همان‌طور که در جدول ۴ قابل مشاهده است در بررسی پیش‌فرض‌های نرمال‌بودن توزیع متغیرها، نتایج حاکی از نرمال‌بودن توزیع تک متغیری با (کمترین مقدار کجی ۰/۵۴- و بیشترین مقدار ۰/۰۷، کمترین مقدار کشیدگی ۰/۲۹- و بیشترین مقدار کشیدگی ۰/۷۴) بود. همچنین شاخص تحمل بین ۰/۶۴ تا ۰/۷۴ (حد قابل قبول ۱ تا ۰) و شاخص تورم واریانس از (۱/۳۹ تا ۱/۵۵) حد قابل قبول کمتر از ۵ دیده شد. پس از حصول اطمینان از پیش‌فرض‌های مدل و نبود هم‌خطی بین آنها، جهت ارزیابی و بررسی روایی سازه در مقیاس خودسنجی خردمندی از تحلیل عامل تأییدی (confirmatory factor analysis) با روش برآورد بیشینه درست‌نمایی استفاده گردید. بر این اساس ابتدا ساختار مقیاس موردنظر در برنامه ایموس رسم گردید. پس از ترسیم اولیه مدل و بررسی بارهای عاملی مربوط به هر ماده، ماده‌هایی که بار عاملی کمتر از ۰/۳۲ را نشان دادند از مدل حذف گردید و شاخص‌های مختلف جهت برازش مدل، مورد ارزیابی قرار گرفت. شاخص‌ها پس از برازش مطلوب در جدول ۵ گزارش شده است.

در جدول ۵ قابل مشاهده است که نسبت مجذور کای به درجه آزادی، ۱/۸۷/۱ در فاصله قابل برازش ۱ تا ۳، شاخص‌های FI G، IFI، AGFI و CFI به ترتیب، ۰/۹۱، ۰/۹۰، ۰/۹۰ و ۰/۹۰ در سطح قابل قبول حداقل ۰/۹۰، شاخص RMSEA برابر با ۰/۰۴ در سطح قابل قبول کمتر از ۰/۰۸ و مقدار PCLOSE، ۰/۹۵ در سطح قابل قبول بزرگتر از ۰/۰۵ به دست آمد. ضرایب بارهای عاملی در جدول ۶ گزارش شده است.

همان‌طور که در جدول ۶ قابل مشاهده است، در این پژوهش ماده‌های ۲۱، ۳۱ از بعد تجربیات حیاتی زندگی، ماده ۷ از بعد تنظیم هیجان و ماده ۱۰ از بعد گشودگی به تجربه به دلیل نبود بارگذاری مناسب روی عامل مربوطه حذف گردیدند. حذف این ماده‌ها می‌تواند به دلایل مختلفی همچون نبود مفهوم یکسان این ماده‌ها در ایران، مشکلات ترجمه و یا اینکه این ماده‌ها اساساً برای جامعه دانشجوی ایرانی مناسب نبودند، باشد که در قسمت بحث به تبیین آنها پرداخته می‌شود. در شکل ۱ ساختار تحلیل عامل تأییدی پس از حذف ماده‌های مورد نظر ترسیم شده است.

جدول ۴. شاخص‌های نرمال بودن متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	کجی	کشیدگی	آماره تحمل	آماره تورم
۱. تجربیات حیاتی زندگی	-۰/۱۹	-۰/۲۹	۰/۶۴	۱/۵۵
۲. تنظیم هیجان	-۰/۲۹	۰/۰۷	۰/۷۱	۱/۳۹
۳. تأمل/ یادآوری	-۰/۵۴	۰/۷۴	۰/۷۴	۱/۳۳
۴. شوخ‌طبعی	-۰/۳۶	۰/۴۲	۰/۷۰	۱/۴۲
۵. گشودگی به تجربیات	۰/۱۲	-۰/۱۰	۰/۶۹	۱/۴۳
۶. خرد کل	۰/۰۷	-۰/۱۷	-	-

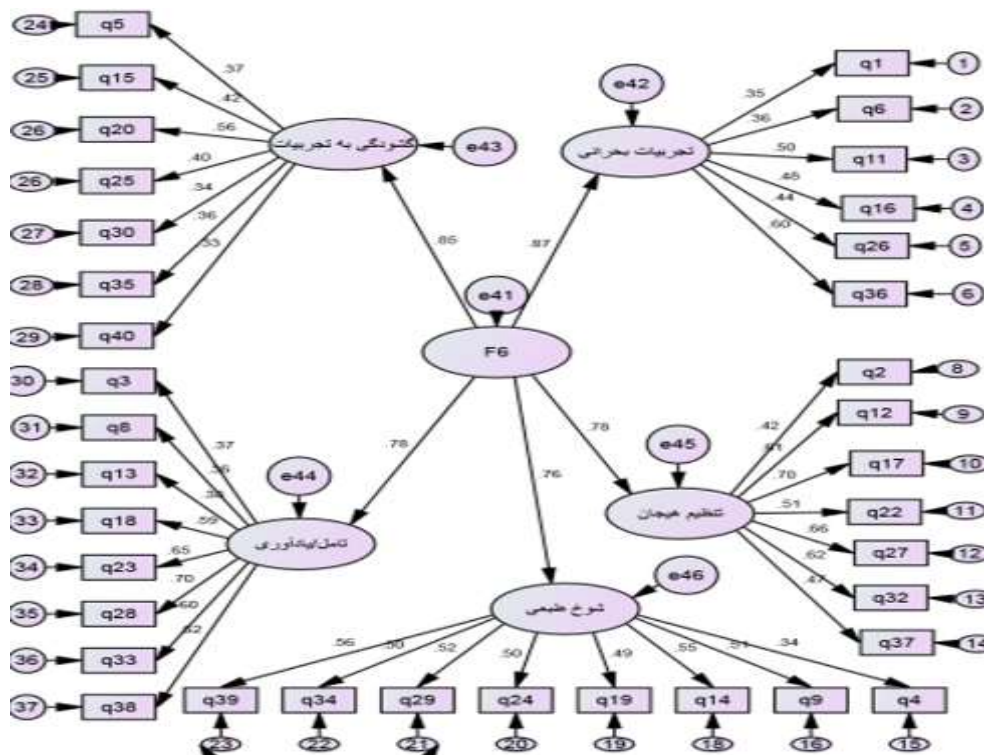
جدول ۵. شاخص‌های برازش مدل تحلیل عامل تأییدی مقیاس SAWAS

شاخص	X ² /df	GFI	AGFI	IFI	CFI	RMSEA	P CLOSE
مقدار	۱/۸۷	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۰	۰/۹۰	۰/۰۴	۰/۹۵

جدول ۶. ضرایب رگرسیون ماده‌های مقیاس خودسنجی خردمندی همراه با بار عاملی

ابعاد	ماده	بارهای عاملی
تجربه حیاتی زندگی	۱- بر بسیاری از حوادث دردناک (رنج‌آور) زندگی‌ام غلبه کرده‌ام.	۰/۳۵
	۶- اغلب مجبور بوده‌ام تصمیمات بسیار مهمی در زندگی بگیرم.	۰/۳۶
	۱۱- در طول زندگی‌ام با انواع بسیار متفاوتی از آدم‌ها سروکار داشته‌ام.	۰/۵۰
	۱۶- محظورات (چالش‌های) اخلاقی زیادی را تجربه کرده‌ام.	۰/۴۸
	۲۱- بسیاری از جنبه‌های منفی زندگی (مانند نبود صداقت و ریا) را شاهد بوده‌ام.	۰/۲۸
	۲۶- دوران‌های بسیار سخت زندگی را پشت سر گذرانده‌ام.	۰/۴۴
	۳۱- شخصاً دریافته‌ام که نمی‌توانم از ظاهر چیزهای بی‌بطن آن بی‌بردم.	۰/۲۴
تنظیم هیجان	۳۶- درس‌های بالارزشی را درباره زندگی از دیگران آموخته‌ام.	۰/۶۰
	۲- تطبیق دادن هیجان‌هایم با موقعیتی که در آن قرار دارم برایم آسان است.	۰/۴۲
	۷- هنگام گرفتن تصمیمات شخصی، احساسات مرا تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.	۰/۲۹
	۱۲- از هیجانانگیز عمیقاً آگاه هستم.	۰/۶۱
	۱۷- حالات هیجانی‌ام را خیلی خوب تشخیص می‌دهم.	۰/۷۰

ابعاد	ماده	بارهای عاملی	
شوخی‌طبعی	۲۲- می‌توانم به راحتی هیجانانتم را ابراز کنم، بدون اینکه احساس کنم شاید کنترلم را از دست بدهم.	۰/۵۱	
	۲۷- هیجانان ظریف خودم را به خوبی تشخیص می‌دهم.	۰/۶۶	
	۳۲- می‌توانم به اقتضای موقعیت هیجانانتم را تنظیم کنم.	۰/۶۲	
	۳۷- به نظر می‌رسد که استعداد درک هیجانان افراد دیگر را دارم.	۰/۴۷	
	۴- می‌توانم به دستپاچگی‌های (سوتی‌های) خودم بخندم.	۰/۳۴	
	۹- حتی در شرایط بسیار دشوار زندگی چیزهای خنده‌داری (جالبی) می‌تواند وجود داشته باشد.	۰/۵۱	
	۱۴- وقتی با تحول (گذار) عمده‌ای در زندگی مواجه می‌شوم، بیشتر جنبه‌های طنزآمیز آن می‌یابم.	۰/۵۵	
	۱۹- برای خندیدن به راحتی برانگیخته می‌شوم.	۰/۴۹	
	۲۴- در این مقطع از زندگی، به راحتی می‌توانم به اشتباهاتم بخندم.	۰/۵۰	
	۲۹- از طنز و شوخی برای آرامش بخشیدن به دیگران استفاده می‌کنم.	۰/۵۲	
	۳۴- اکنون پی برده‌ام که درواقع می‌توانم برای بازی‌های کوچک روزگار ارزش قائل شوم.	۰/۵۰	
	۳۹- می‌توانم با شوخی کردن موجب خنده یا سرگرمی دیگران شوم.	۰/۵۶	
	گشودگی به تجربیات	۵- دوست دارم کتابهایی بخوانم که وادارم کند به گونه‌های مختلف درباره موضوعات فکر کنم.	۰/۳۷
		۱۰- به غیر از سبک موسیقی مورد علاقه‌ام از گوش دادن به سبک‌های مختلف هم لذت می‌برم.	۰/۲۳
۱۵- از امتحان کردن انواع مختلف غذاهای محلی لذت می‌برم.		۰/۴۲	
۲۰- اغلب به دنبال امتحان کردن چیزهای تازه و جدید هستم.		۰/۵۶	
۲۵- کارهای جنجالی و بحث برانگیز هنری، نقش مهم و ارزشمندی در جامعه ایفا می‌کند		۰/۴۰	
۳۰- بودن در بین کسانی که نظرات‌شان با من کاملاً متفاوت است را دوست دارم		۰/۳۴	
۳۵- درباره سایر مذاهب و مکاتب فلسفی بسیار کنجکاویم.		۰/۳۶	
۴۰- اغلب درباره زندگی و آنچه فراسوی آنست در حیرتم.		۰/۳۳	
۳- اغلب درباره پیوند و ارتباط بین گذشته و حال خود فکر می‌کنم		۰/۳۷	
۸- اغلب درباره گذشته خود فکر می‌کنم.		۰/۳۶	
۱۳- گذشته‌ام را بارها در آرامش مرور می‌کنم.		۰/۳۸	
۱۸- مرور گذشته به من کمک می‌کند تا نسبت به نگرانی‌های فعلی‌ام نگاه عمیق‌تری به‌دست آورم.		۰/۵۹	
۲۳- برای اینکه ببینم تا الان چگونه تغییر کرده‌ام، اغلب روزهای گذشته زندگی‌ام را به مرور می‌کنم.		۰/۶۵	
۲۸- یادآوری روزهای گذشته کمکم می‌کند تا نسبت به موضوعات مهم زندگی بینش به‌دست آورم.		۰/۷۰	
تأمل / یادآوری	۳۳- اغلب به این نکته پی می‌برم که خاطرات گذشته می‌تواند منبع مهمی برای مواجه با مشکلاتم باشد.	۰/۶۰	
	۳۸- به یادآوردن دستاورد و موفقیت‌های گذشته، اطمینانم را به امروز افزایش می‌دهد.	۰/۶۲	



شکل ۱. تحلیل عامل تأییدی و مدل برازش شده مقیاس خودسنجی خردمندی

روایی همگرا و واگرا: جهت بررسی روایی همگرا و واگرایی این مقیاس همبستگی بین مؤلفه‌ها و نمره کل مقیاس خودسنجی خردمندی با ابعاد روان‌آزرده‌گرایی و بازبودن به تجربه پرسشنامه شخصیت فرم کوتاه (خرمائی و فرمانی، ۱۳۹۳) بررسی گردید که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱. تجربیات حیاتی زندگی	۱							
۲. تنظیم هیجان	۰/۳۴**	۱						
۳. شوخ‌طبعی	۰/۴۳**	۰/۴۰**	۱					
۴. بازبودن به تجربیات	۰/۴۶**	۰/۳۵**	۰/۴۳**	۱				
۵. تأمل و یادآوری	۰/۴۲*	۰/۴۰**	۰/۲۷*	۰/۳۲**	۱			
۶. خرد کل	۰/۷۳**	۰/۷۲**	۰/۷۵**	۰/۷۲**	۰/۶۸**	۱		
۷. روان‌آزرده‌گرایی	-۰/۳۳**	-۰/۳۳**	-۰/۱۴**	-۰/۰۹	-۰/۱۷*	-۰/۱۷**	۱	
۸. باز بودن به تجربه	۰/۲۵**	۰/۲۴**	۰/۳۲**	۰/۳۳**	۰/۲۳**	۰/۳۶**	-۰/۰۹	۱

* $P \leq 0.05$ ** $P \leq 0.01$

در جدول ۷ دیده می‌شود که ابعاد مقیاس خودسنجی خردمندی با یکدیگر و با نمره کل خردمندی ارتباط معنادار دارند و این ارتباط عوامل با نمره کل قوی‌تر از ارتباط ابعاد با یکدیگر است که نشان از همسانی درونی و روایی سازه این مقیاس است. به‌علاوه همبستگی مثبت معنادار بین نمره خرد و بعد گشودگی به تجربه ($r = 0.36$ و $p = 0.01$) نشان از روایی همگرایی مقیاس خودسنجی خردمندی و همبستگی منفی معنادار بین نمره خرد و بعد روان‌آزرده‌گرایی ($r = -0.17$ و $p = 0.01$) بیانگر روایی واگرایی این ابزار است. همبستگی مثبت با بعد گشودگی و منفی با روان‌رنجورخویی، اگرچه از نظر آماری معنادار بودند، اما از نظر قدرت نسبتاً ضعیف بودند. این می‌تواند نشان دهد که اگرچه مقیاس SAWS جهت‌گیری نظری مورد انتظار را دارد، اما احتمالاً جنبه‌های منحصر به فردی از خرد را می‌سنجد که مستقل از صفات شخصیتی پنج‌عاملی است.

• بحث

در این پژوهش به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه خودگزارشی خردمندی وبستر (۲۰۰۷) در جامعه دانشجویی پرداخته شده است. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که الگوی بارعاملی این پژوهش با الگوی اصلی وبستر تقریباً هم‌خوانی دارد و پرسشنامه چند وجهی خرد وبستر می‌تواند با توجه به احراز شرایط علمی با اندکی تغییرات متناسب با جامعه و نمونه دانشجویی به‌عنوان یک ابزار و مقیاس معتبر در پژوهش‌های کاربردی که هدف آنها تحلیل خرد و ابعاد آن است، مورد استفاده قرار گیرد. اندک تغییرات صورت گرفته آن عبارتند از حذف ماده ۲۱ از تجربیات بحرانی زندگی، ماده ۷ از بعد تنظیم هیجان و ماده ۱۰ از بعد گشودگی به تجربه به‌دلیل بارهای عاملی پایین بود که در ادامه به تبیین آنها پرداخته می‌شود.

تحلیل عامل تأییدی نشان داد که ماده ۲۱ (بسیاری از جنبه‌های منفی زندگی مانند نبود صداقت و ریا را شاهد بوده‌ام) از بعد تجربیات بحرانی زندگی در تحلیل عامل تأییدی به‌دلیل بارعاملی پایین حذف گردید. حذف این ماده به این معنا است که این ماده به خوبی بُعدی را که قرار بوده بسنجد، اندازه نگرفته است و با ساختار عاملی باقی‌مانده هم‌خوانی ندارد. در تبیین این یافته می‌توان گفت که نبود بار عاملی مناسب برای ماده "مشاهده ریا و نبود صداقت" در نمونه دانشجویی؛ احتمالاً ناشی از ماهیت توصیفی ماده‌ها در مقایسه با عمق مفهومی "تجربه بحرانی" در چارچوب مدل خردمندی است. در واقع در ادبیات خردمندی تجربیاتی، بحرانی نامیده می‌شود که فرد را وادار به بازنگری عمیق در مفروضات بنیادین همچون پذیرش نبود قطعیت، درک دیدگاه‌های متضاد می‌کند (وبستر و دنگ، ۲۰۱۵)؛ در صورتی که در ظاهر این ماده به‌جای جنبه تحلیل‌گرانه و بینش‌منجر به خردمندی، صرفاً وقوع این تجربیات ذکر شده است و به‌عنوان عامل اصلی خردمندی که نیازمند عمق شناختی است (وبستر و همکاران، ۲۰۱۴)، پرداخته نشده است. به نظر می‌رسد که برای تبدیل شدن به یک ماده مناسب‌تر بهتر است این ماده به‌جای وقوع تجربه، عمق یادگیری از آن تجربه را آن را مورد سنجش قرار دهد. بر این

اساس پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی صورت سوال به شکل "پس از مواجهه با عدم صداقت، من توانستم دیدگاه‌های متفاوت را درک کنم" تغییر داده شود و نتایج مورد تحلیل و مقایسه با پژوهش فعلی قرار گیرد.

از دیگر نتایج این پژوهش این است که ماده ۱۰ «به جز سبک غالب موسیقی، از گوش دادن به موسیقی‌های دیگر لذت می‌برم» در بُعد گشودگی به تجربه توانست بار عاملی مناسبی نشان دهد و تأثیر گذاری این ماده به قدری ناچیز بود که قدرت تبیین خود را از دست داده و حذف گردید. در تبیین این یافته می‌توان به دیدگاه اریکسون و پژوهش‌های آرنست و چیکرینگ (۲۰۰۰) اشاره کرد که دوران دانشجویی را در شکل‌گیری و تثبیت هویت فردی و اجتماعی مؤثر می‌دانند و جوانان از موسیقی برای ابراز هویت فردی و اجتماعی و یافتن گروه‌های هم‌فکر استفاده می‌کنند (تارانت، ۲۰۰۰). بر این اساس می‌توان گفت که سبک موسیقی که فرد انتخاب می‌کند، اغلب بخشی از "برند" شخصی او می‌شود و نشان‌دهنده ارزش‌ها، طرز فکر و سبک زندگی‌اش است تا هویت اخلاقی و اجتماعی او را شکل دهد (سولی و اسپک، ۲۰۱۶). گرایش به یک سبک غالب در میان دانشجویان، بیشتر یک استراتژی اجتماعی برای ساخت هویت و احساس تعلق است و به همین دلیل شاید دانشجویان گرایش کمتری به گوش دادن به سبک‌های گوناگون موسیقی دارند. چه بسا که با ورود به مراحل بعدی زندگی و همچنین تجربه کردن سایر محیط‌های اجتماعی، این تغییر سلیقه و استفاده از سبک‌های گوناگون موسیقی اتفاق افتد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود، این پژوهش در گروه‌های بزرگسال نیز تکرار و نتایج متعدد مورد قیاس قرار گیرد.

از دیگر نتایج تحلیل عامل تأییدی حذف ماده ۷ با محتوای (هنگام گرفتن تصمیمات شخصی، احساسات مرا تحت تأثیر قرار نمی‌دهد) به دلیل بار عاملی پایین از بعد هیجان تنظیم هیجانی است. در تبیین این یافته شاید بتوان گفت که این ماده به دلیل ترکیبی از ناسازگاری مفهومی با بافت فرهنگی و اجتماعی ایران در ساختار عاملی نتوانسته است به خوبی در بعد تنظیم هیجان مورد سنجش قرار گیرد. حذف این ماده می‌تواند ناشی از تفسیر متفاوت دانشجویان ایرانی از مفهوم تصمیم‌گیری عاری از احساسات باشد. می‌توان گفت در فرهنگ‌های جمع‌گرا که با واکنش‌های احساسی قوی نسبت به دیگران همراه است (کیو و تلزر، ۲۰۱۷)، تفکیک کامل احساسات از منطقی در تصمیمات شخصی به خصوص تصمیمات مهم امری غیرواقعی و یا حتی نامطلوب تلقی می‌شود. این درحالی است که به گفته گروسمن و کراس (۲۰۱۴)، دانشجویان در تصمیم‌گیری‌های مهم شخصی به دلیل افزایش تمرکز بر خود در چالش‌های زندگی شخصی بیشتر دچار برانگیختگی هیجانی می‌گردند و به جای تفکیک و جداسازی مطلق شناخت و هیجان بیشتر فرایند یکپارچه‌سازی و هماهنگی آنها مدنظر است. بر این اساس این ماده که بر نفی کامل تأثیر احساسات در تصمیم‌گیری تأکید دارد، نتوانسته بار عاملی مناسب کسب کند. در واقع به نظر می‌رسد ماده مذکور به دلیل ناسازگاری مفهومی با ساختار خود رابطه محور و رویکرد یکپارچه‌نگر به هیجان در فرهنگ ایرانی نیاز به اصلاح دارد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی بازبینی در مورد این سؤال و به کارگیری مفاهیم تعدیل‌کننده‌تری همچون نحوه مدیریت احساسات به جای حذف کامل آن صورت گیرد.

همچنین نتایج نشان داد که همبستگی مثبت و معنادار بین بعد گشودگی به تجربه و خردمندی و همبستگی منفی و معنادار بین روان‌آزرده‌گرایی و خردمندی وجود دارد. این نتایج همسو با پژوهش گلوک و همکاران (۲۰۱۳)، است در تبیین آن می‌توان اشاره کرد که ارتباط بین شخصیت با مجموعه‌ای از الگوهای رفتاری ثابت که شرایط ایجاد ارتباط فرد با جهان پیرامون را فراهم می‌سازد (محتشمی و همکاران، ۱۴۰۲) و سازه خردمندی شناخته شده است و گشودگی به تجربه به‌عنوان یک پیش‌بینی‌کننده مثبت برای خردمندی گزارش شده است (گلوک و همکاران، ۲۰۱۳) که می‌تواند کاهش‌دهنده استرس فرد باشد (فتحی و همکاران، ۱۴۰۳). این همبستگی از طریق اشتراک در میل به کاوش فعالانه در قلمروهای جدید شناختی و تجربه‌ای توجیه می‌شود؛ چرا که ویژگی‌های فرعی گشودگی، مانند تخیل، گرایش به زیبایی‌شناسی و تمایل به بررسی دیدگاه‌های مختلف زیربنای رفتارهای ضروری برای کسب خردمندی را فراهم می‌آورد. به‌طور خاص برای دستیابی به خردمندی عملی، فرد باید با ایده‌های متناقض درگیر شود و مرزهای دانش خود را به چالش بکشد؛ این فرایند که مستلزم تفکر دیالکتیکی و فراشناخت است، قویاً به میل ذاتی فرد برای درگیری با پیچیدگی‌ها که توسط گشودگی بالا نشان داده می‌شود، وابسته است. فرد خردمند با دید فکر و تأمل شناختی به نتایج بهینه و مناسب دست پیدا می‌کند و در نهایت صحیح‌ترین روش بر پایه دانش، تجربه و فهم را انتخاب می‌کند (گلوک و بلوک، ۲۰۱۱). بنابراین، گشودگی به‌عنوان یک استعداد شخصیتی عمل می‌کند که ظرفیت فرد را برای درک و تلفیق ابعاد چندگانه یک موقعیت - که هسته اصلی قضاوت خردمندانه است - افزایش می‌دهد. بر این اساس همبستگی بین گشودگی به تجربه و خردمندی قابل تبیین است. به‌علاوه در مورد همبستگی منفی معنادار

بین روان‌آزرده‌گرایی و نمره خرد کلی می‌توان گفت که روان‌رنجورخویان با داشتن عواطف ناسالم همچون اضطراب و گناه در تصمیم‌گیری‌های خود تکانشی عمل کرده (تامارا و بنیت، ۲۰۱۵) و با سطوح بالای بی‌ثباتی عاطفی، تمایل کمتری به نشان‌دادن رفتارهای خردمندانه دارند. می‌توان گفت تضاد این دو مفهوم ناشی از ماهیت فرآیندی خردمندی است که نیازمند تنظیم عاطفی مؤثر، پذیرش نبود قطعیت و دیدگاه‌های فراگیر است و به‌طور مسلم سطوح بالای روان‌رنجورخویی به‌طور سیستماتیک توانایی فرد برای دستیابی به این پیش‌نیازها را تضعیف می‌کند. به همین دلیل ارتباط معکوس این دو قابل تبیین به‌نظر می‌رسد.

• نتیجه‌گیری

به‌صورت کلی با توجه به یافته‌های این پژوهش، می‌توان انتظار داشت که پرسشنامه خودسنجی خرد با احتیاط و پس‌از اصلاحات جزئی بتواند به‌عنوان یک ابزار و مقیاس معتبر در پژوهش‌های کاربردی که هدف آنها تحلیل خرد در کنار همبستگی با سایر سازه‌های روان‌شناسی است، مورد استفاده قرار گیرد. تفاوت‌های جزئی در برخی از ماده‌ها می‌تواند دال بر ویژگی‌های فرهنگی جوامع متعدد باشد و شاید الگوی بارگذاری عوامل در تحقیقات آینده بیشتر شبیه مقیاس خودسنجی وبستر باشد. نتایج این پژوهش نشان داد که در نمونه ایرانی در مقایسه با نمونه اصلی، همان پنج عامل خردمندی با اندکی تغییرات معنا دار شد. برای دستیابی به یافته‌های قابل اعتمادتر در این زمینه تکرار این دست پژوهش‌ها در نمونه‌های مختلف ضروری است. بر این مبنا پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران آینده اعتبار این ابزار را در میان زیرگروه‌های جمعیتی مختلف (نظیر رشته‌های تحصیلی یا بافت‌های فرهنگی متفاوت) سنجش نمایند تا قابلیت تعمیم نتایج تضمین شود. به‌علاوه با توجه به اعتبار کسب شده توسط ابزار در این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که مسیر تحقیقات آتی به سمت کاربردهای عملی و مداخله‌ای هدایت شود و پژوهشگران با استفاده از این ابزار، برنامه‌های آموزشی هدف‌مند با هدف تقویت ابعاد خردمندی طراحی کرده و اثربخشی آنها را از طریق طرح‌های دقیق مورد ارزیابی قرار دهند.

• تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله از کلیه دانشجویانی ما را در انجام پژوهش حاضر همراهی کردند، تشکر و قدردانی صورت می‌گیرد.

• تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافع وجود ندارد. همچنین کلیه هزینه‌های مالی پژوهش بر عهده نویسنده بوده است و در قبال انجام این پژوهش هیچ وجهی از شخص و یا سازمانی دریافت نشده است.

• منابع

- جعفری، زهره؛ طالع پسند، سیاوش و رحیمیان بوگر، اسحاق (۱۳۹۶). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس رشد خرد در دانشجویان. *مطالعات اندازہ‌گیری و ارزشیابی آموزشی* ۷ (۱۷)، ۷۹-۱۰۸. <https://sid.ir/paper/255207/fa>
- خرمائی، فرهاد و فرمانی، اعظم (۱۳۹۳). بررسی شاخص‌های روان‌سنجی فرم کوتاه پرسشنامه پنج عامل بزرگ شخصیت. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۴ (۱۶)، ۲۹-۳۹. <https://sid.ir/paper/227492/fa>
- علیزاده، محسن؛ عالیپور بیرگانی، سیروس و شهنی بیلاق، منیجه (۱۴۰۲). بررسی رابطه الگوهای ارتباطی خانواده و سرزندگی تحصیلی: نقش واسطه‌گری راهبردهای یادگیری خودتنظیمی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷ (۱۰۷)، ۳۰۴-۳۱۲. <http://www.iranapsy.ir/Article/42030>
- فتحی، لیلا؛ فراهانی، محمدنقی و خانی‌پور، حمید (۱۴۰۳). رابطه پنج عامل بزرگ شخصیت با رضایت شغلی: نقش واسطه‌ای استرس شغلی و ادراک از عدالت رویه‌ای. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸ (۱۰۹)، ۹۰-۱۰۰. <http://www.iranapsy.ir/Article/42856>
- محتشمی، مریم؛ ضرغامی، محمدحسین؛ نبوشا، بهشته (۱۴۰۲). انتخاب مناسب‌ترین سؤال‌ها شخصیت در سنجش ابعاد شخصیتی: ترکیب نظریه خصیصه مکنون و تحلیل داده‌های شبکه. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷ (۱۰۶)، ۱۵۴-۱۶۴. <http://www.iranapsy.ir/Article/39728>
- منظمی‌تبار، فریبا، کرد نوقابی، رسول، رشید، خسرو، و یعقوبی، ابوالقاسم (۱۳۹۸). ساخت و اعتباریابی آزمون خرد براساس مؤلفه‌های ایرانی. *اندازہ‌گیری تربیتی*، ۹ (۳۶)، ۹۱-۱۱۷. <https://sid.ir/paper/214541/fa>
- Ardelt, M. (2003). Empirical assessment of a Three-Dimensional Wisdom Scale. *Research on Aging*, 25 (3), 275-324. doi.org/10.1177/0164027503025003004

- Arnett, J. J. (2000). Emerging Adulthood: A Theory of Development from the Late Teens through the Twenties. *American Psychologist*, 55 (5), 469-480. doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469
- Baltes, P. B., Staudinger, U. M. (2000). Wisdom: A metaheuristic (pragmatic) to orchestrate mind and virtue toward excellence. *American Psychologist*, 55 (1), 122–136. doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.122
- Brienza, J. P., Kung, F. Y. H., Santos, H. C., Bobocel, D. R., Grossmann, I. (2018). Wisdom, bias, and balance: Toward a process-sensitive measurement of wisdom-related cognition. *Personality and Social Psychology*, 115, 1093–1126. [doi. 10.1037/pspp0000171](https://doi.org/10.1037/pspp0000171)
- Brugman, G. (2000). Wisdom: Source of narrative coherence and eudaimonia. Delft, The Netherlands' Uitgeverij Eberon. doi.org/10.1017/CBO9780511610486.002
- Chang, A. M., Chau, J. P.C, Holroyd, E. (1999). Translation of questionnaires and issues of equivalence. *Advanced Nursing*, 29 (2):316–22. [doi. 10.1046/j.1365-2648.1999.00891](https://doi.org/10.1046/j.1365-2648.1999.00891)
- Cheraghi, F., Kadivar, P., Ardelt, M., Asgari, A., & Farzad, V. (2015). Gender as a moderator of the relation between age cohort and three-dimensional wisdom in Iranian culture. *The International Journal of Aging & Human Development*, 81 (1-2), 3–26. doi.org/10.1177/0091415015616394
- Ferrari, M., Alhosseini, F. (2019). Cultural differences in wisdom and conceptions of wisdom. In Sternberg R. J., Glück J. (Eds.), *The Cambridge handbook of wisdom* (pp. 409–428). Cambridge University Press. doi.org/10.1017/9781108568272.019
- Fung, S, Kong, C.Y.W, Huang, Q. (2020). Evaluating the Dimensionality and Psychometric Properties of the Brief Self-Control Scale Amongst Chinese University Students. *Quantitative Psychology and Measurement*. 10,1–10. [doi.10.3389/fpsyg.2019.02903](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02903)
- Glück, J. (2018). New developments in psychological wisdom research: A growing field of increasing importance. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 73, 1335–1338. doi.org/10.1093/geronb/gby102
- Gluck, J., & Bluck, S. (2011). Laypeople's conceptions of wisdom and its development: cognitive and integrative views. *Gerontology Series B*, 66 (3), 321–324. [doi.10.1093/geronb/gbr011](https://doi.org/10.1093/geronb/gbr011)
- Glück, J., Bluck, S. (2013). The MORE Life Experience Model: A theory of the development of personal wisdom. In Ferrari M., Weststrate N. M. (Eds.), *The scientific study of personal wisdom* (pp. 75–98). Springer. doi.org/10.1007/978-94-007-7987-7_4
- Gluck, J., König, S., Naschenweng, K., Redzanowski, U., Dorner, L., Strasser, I., & Wiedermann, W. (2013). How to measure wisdom: Content, reliability, and validity of five measures. *Frontiers in Psychology*, 4, 1–13. [doi.10.3389/fpsyg.2013.00405](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00405)
- Grossmann I, Kross E. *Exploring Solomon's paradox: Self-distancing eliminates the self-other asymmetry in wise reasoning about close relationships in younger and older adults. Psychological Science*. 2014; 25:1571–1580. [doi. 10.1177/0956797614535400](https://doi.org/10.1177/0956797614535400)
- Grossmann, I., Kross, E. (2014). Exploring Solomon's paradox: Self-distancing eliminates the self-other asymmetry in wise reasoning about close relationships in younger and older adults. *Psychological Science*, 25 (8), 1571–1580. [doi. 10.1177/0956797614535400](https://doi.org/10.1177/0956797614535400)
- Kunzmann, U. (2019). Performance-based measures of wisdom: State of the art and future directions. In Sternberg R. J., Glück J. (Eds.), *The Cambridge handbook of wisdom* (pp. 277–296). Cambridge University Press. doi.org/10.1017/9781108568272.014
- Soley, G., & Spelke, E.S. (2016). Shared cultural knowledge: Effects of music on young children's social preferences. *Cognition*, 148, 106–116. doi.org/10.1016/j.cognition.2015.09.017
- Staudinger, U. M. & Glück, J. (2011). Psychological wisdom research commonalities and differences in a growing field. *Annual Review of Psychology*, 62, 215-241. doi.org/10.1146/annurev.psych.121208.131659
- Sternberg, R. J. (2020). The augmented theory of successful intelligence. In Cambridge hand book of intelligence, (2Ed). In R. J. Sternberg. Cambridge: Cambridge University Press, 2, 679 – 708. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511977244>
- Sternberg, R. J. (2023). Introduction: Intelligence, creativity, and wisdom: A brief intellectual history of the theory and research on their interrelationships. In R. J. Sternberg., J. C. Kaufman, & S. Karami (Eds.), *Intelligence, creativity, and wisdom: Exploring their connections and distinctions* (1-20). Palgrave-Macmillan. doi.org/10.1007/978-3-031-26772-7
- Sternberg, R., J., Glück, J & Karami, S . (2022). The Psychology of Wisdom. Cambridge University Press. In R.J., Sternberg & J. Gluck. 53-69. *Psychological Theories of Wisdom*, 53-69. [doi.10.1017/9781009085724.006](https://doi.org/10.1017/9781009085724.006)
- Tamara, L. G., & Bennett, E. P. (2015). Big five personality and academic dishonesty: A metanalytic review. *Personality and Individual Differences*, 72, 5961 Guilford Press. [doi.10.1016/j.paid.2014.08.027](https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.027)
- Tarrant, Mark; North, Adrian C.; Hargreaves, David J. (2000). English and American Adolescents' Reasons for Listening to Music. *Psychology of Music*, 28 (2), 166-173. doi.org/10.1177/0305735600282005
- Taylor, M., Bates, G., Webster, J. D. (2011). Comparing the psychometric properties of two measures of wisdom: predicting forgiveness and psychological well-being with the self-assessed wisdom scale (SAWS) and the three-dimensional wisdom scale (3D-WS). *Experimental Aging Research* 37 (2):241-55. doi.org/10.1080/0361073X.2011.554508
- Webster, J. D. (2007). Measuring the character strength of wisdom. *International Journal of Aging & Human Development*, 65 (2), 163–183. [doi. 10.2190/AG.65.2.d](https://doi.org/10.2190/AG.65.2.d)
- Webster, J. D. (2010). Wisdom and positive psychosocial values in young adulthood. *Journal of Adult Development*, 17 (2), 70–80. doi.org/10.1007/s10804-009-9081-z

- Webster, J. D. (2019). Self-report wisdom measures: Strengths, limitations, and future directions. In Sternberg R. J., Glück J. (Eds.), *The Cambridge handbook of wisdom* (pp. 297–320). Cambridge University Press. Crossref. [doi.10.1017/9781108568272.015](https://doi.org/10.1017/9781108568272.015)
- Webster, J. D., & Deng, C. (2015). Paths from trauma to intrapersonal strength: Worldview, post traumatic growth, and wisdom. *Journal of Loss and Trauma*, 20, (3):253–66. [doi.10.1080/15325024.2014.932207](https://doi.org/10.1080/15325024.2014.932207)
- Webster, J. D., Westerhof, G. J., Bohlmeijer, E. T. (2014). Wisdom and mental health across the lifespan. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69, 209–218. [doi.10.1093/geronb/gbs121](https://doi.org/10.1093/geronb/gbs121)
- Webster, J. D., Weststrate, N. M., Ferrari, M., Munroe, M., Pierce, T. W. (2018). Wisdom and meaning in emerging adulthood. *Emerg Adulthood*, 6 (2), 118–36. [doi.10.1177/2167696817707662](https://doi.org/10.1177/2167696817707662)
- Weststrate, N. M., Bluck, S., Glück, J. (2019). Wisdom of the crowd: Exploring people’s conceptions of wisdom. In Sternberg R. J., Glück J. (Eds.), *Cambridge handbook of wisdom* (pp.97–121). Cambridge University Press. doi.org/10.1017/9781108568272.006
- Yang, S. (2001). Conceptions of wisdom among Taiwanese Chinese. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 32 (6), 662–680. [doi.10.1177/0022022101032006002](https://doi.org/10.1177/0022022101032006002)
- Zhang, K., Shi, J., Wang, F. & Ferrari, M. (2023). Wisdom: Meaning, structure, types, arguments, and future concerns. *Current Psychology*, 24, 15030–15051. [doi.10.1007/s12144-022-02816-6](https://doi.org/10.1007/s12144-022-02816-6)

رابطه مقایسه اجتماعی با بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان: نقش واسطه‌ای عزت نفس The Relationship between Social Comparison and Psychological Well-being in Students: The Mediating Role of Self-esteem

Nadia Doryanizadeh, PhD Student

Razieh Sheikholeslami, PhD ✉

نادیا دریانی‌زاده^۱

راضیه شیخ‌الاسلامی^۲

Abstract

The aim of this research is to provide a causal model of social comparison and psychological well-being through self-esteem. The participants in this research were 300 undergraduate students of Shiraz university who were selected by a multi-stage cluster method. The research tools included social comparison questionnaire (Gibbons & Buunk, 1999), psychological well-being scale (Ryff, 1989) and self-esteem inventory (Coopersmith, 1976). The structural equation modelling (SEM) using AMOS was performed to analyze the model. The results showed that social comparison is a predictor of psychological well-being through mediating factor. The social comparison has no significant direct effect on psychological well-being. The result showed that social comparison has a negative effect on self-esteem and self-esteem has a positive relation with psychological well-being. Based on the results, the mediating role of self-esteem was approved. It can be concluded that psychological well-being is influenced by social comparison and self-esteem.

Keywords: Psychological Well-being, Self-esteem, Social Comparison.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، ارائه مدلی علی از رابطه میان مقایسه اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی با نقش میانجی عزت نفس است. شرکت‌کنندگان شامل ۳۰۰ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه شیراز بودند که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل مقیاس‌های مقایسه اجتماعی (گیبونز و بونک، ۱۹۹۹)، بهزیستی روان‌شناختی (ریف، ۱۹۸۹) و سیاهه عزت نفس (کوپر اسمیت، ۱۹۷۶) بود. مدل پیشنهادی با استفاده از تحلیل معادلات ساختاری در نرم‌افزار AMOS مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که اثر مستقیم مقایسه اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی معنادار نیست؛ اما مقایسه اجتماعی به صورت غیرمستقیم و از طریق عزت نفس، بهزیستی روان‌شناختی را پیش‌بینی می‌کند. همچنین، یافته‌ها بیانگر آن است که مقایسه اجتماعی با عزت نفس رابطه‌ای معکوس دارد و عزت نفس با بهزیستی روان‌شناختی رابطه‌ای مستقیم نشان می‌دهد. براساس نتایج حاصل، می‌توان گفت عزت نفس نقش میانجی در تأثیر مقایسه اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان ایفا می‌کند.

واژه‌های کلیدی: بهزیستی روان‌شناختی، عزت نفس، مقایسه اجتماعی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۱/۱۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

علاقه‌مندی به مطالعه در زمینه بهزیستی در دهه‌های اخیر افزایش چشمگیری داشته است. یکی از شناخته‌شده‌ترین حوزه‌های مرتبط با بهزیستی، «بهزیستی روان‌شناختی» (psychological well-being) است که ریف (۱۹۸۹) آن را مطرح کرد. این حوزه به ارزیابی نحوه عملکرد روان‌شناختی افراد در پاسخ به خواسته‌های زندگی می‌پردازد (رایان و دسی، ۲۰۰۱). با ظهور روان‌شناسی مثبت‌گرا (positive psychology)، توجه پژوهشگران از صرف نبود اختلال و بیماری به سمت ویژگی‌های مثبت مانند شادمانی، اعتمادبه‌نفس (رایان و دسی، ۲۰۰۱) و مفاهیمی چون بهزیستی روان‌شناختی معطوف شد (بولار و همکاران، ۲۰۱۴). در حوزه روان‌شناسی مثبت، بررسی نقش احساسات در فرایند آموزش و یادگیری نیز مورد توجه قرار گرفته است (درخشان، ۲۰۲۲) و رابطه بهزیستی روان‌شناختی با رشد فراشناختی (نعیم و همکاران، ۲۰۲۱)، درگیری کاری (گرینیر و همکاران، ۲۰۲۱)، هوش هیجانی (گرا-بوستامانت، ۲۰۲۳)، موفقیت (فن و وانگ، ۲۰۲۲) و خودتنظیمی هیجانی (فریره و تاوارس، ۲۰۱۱) گزارش شده است. اهمیت این سازه باعث شده است که پژوهش‌های متعددی به بررسی عوامل اثرگذار بر بهزیستی روان‌شناختی بپردازند (کشمیری و همکاران، ۱۳۹۸؛ سپهوند، ۱۳۹۸؛ نادری و همکاران، ۱۴۰۲).

بهزیستی روان‌شناختی معمولاً به‌عنوان مفهومی برگرفته از رویکرد فضیلت‌گرا (eudaimonic approach) در نظر گرفته می‌شود (پینبرو-کوسبو، ۲۰۲۱). طبق این رویکرد، بهزیستی روان‌شناختی به‌جای تمرکز بر فعالیت‌های لذت‌بخش، بر پیگیری ارزش‌ها و فرآیندهایی تأکید دارد که به رشد شخصی منجر می‌شوند (پوسادا و همکاران، ۲۰۰۳). ریف (۱۹۸۹) برای تبیین این سازه، مدلی شش‌بعدی شامل استقلال، تسلط بر محیط، رشد شخصی، روابط مثبت با دیگران، هدفمندی در زندگی و پذیرش خود ارائه کرده است. با توجه به ماهیت چندبعدی و پویا بودن این مفهوم، عوامل فردی، اجتماعی و فرهنگی نقش مهمی در شکل‌گیری آن دارند (کینگ و همکاران، ۲۰۱۴). هرچند شاخص بهزیستی روان‌شناختی ریف یکی از معتبرترین ابزارهای موجود است، برخی تحلیل‌ها (مانند تحلیل عاملی اکتشافی یا مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی) قادر به شناسایی شش بُعد مورد انتظار آن نبوده‌اند. در این زمینه، تحلیل شبکه انجام‌شده توسط بلاسکو-بلد و آلسینت (۲۰۲۲) چهار بُعد را شناسایی کرده و نشان می‌دهد که پذیرش خود، هدف در زندگی و تسلط بر محیط در یک خوشه قرار گرفته‌اند و پذیرش خود بالاترین مرکزیت را در شبکه دارد. همچنین، در مطالعه نوگیرا و همکاران (۲۰۲۳) در فرهنگ اسپانیایی، سه عامل شامل خودمختاری، روابط مثبت و شایستگی به‌عنوان ابعاد اصلی بهزیستی شناسایی شده‌اند؛ یافته‌ای که نقش تفاوت‌های فرهنگی را در ساختار این سازه برجسته می‌کند.

انسان در جنبه‌های مختلف زندگی نیازمند برقراری ارتباط با دیگران است و این تعاملات اغلب منجر به مقایسه‌های بین فردی می‌شود. این مقایسه‌ها اطلاعاتی درباره توانایی‌ها، جایگاه اجتماعی و عملکرد خود و دیگران فراهم می‌کنند و می‌توانند نیازهای اساسی مانند نیاز به تعلق و احترام را برآورده سازند (وردواین و همکاران، ۲۰۲۰). نظریه مقایسه اجتماعی بیان می‌کند که مقایسه -اعم از آگاهانه یا ناآگاهانه- بخشی طبیعی از تعاملات اجتماعی انسان است (اسلوس و همکاران، ۲۰۰۲). در فرایند مقایسه اجتماعی، افراد از طریق ارزیابی خود نسبت به دیگران، به درک بهتری از خود دست می‌یابند (فستینگر، ۱۹۵۴؛ گیونز و بانک، ۱۹۹۹). «جهت‌گیری مقایسه اجتماعی» به‌عنوان گرایش فرد به مقایسه دستاوردها و تجربه‌های خود با دیگران تعریف شده است (بانک و گیونز، ۱۹۹۹). براساس نظریه فستینگر (۱۹۵۴)، مقایسه می‌تواند رو به پایین (برای تقویت اعتمادبه‌نفس) یا رو به بالا (برای الگوبرداری) باشد. مقایسه رو به بالا می‌تواند بسته به احتمال دستیابی به وضعیت بهتر، احساسات مثبت یا منفی ایجاد کند، درحالی‌که مقایسه رو به پایین ممکن است منجر به غرور یا احساس همدردی شود (پارک و بک، ۲۰۱۸). با این حال، جهت غالب در مقایسه اجتماعی معمولاً رو به بالا است (فستینگر، ۱۹۵۴؛ وود و لاک‌وود، ۱۹۹۹).

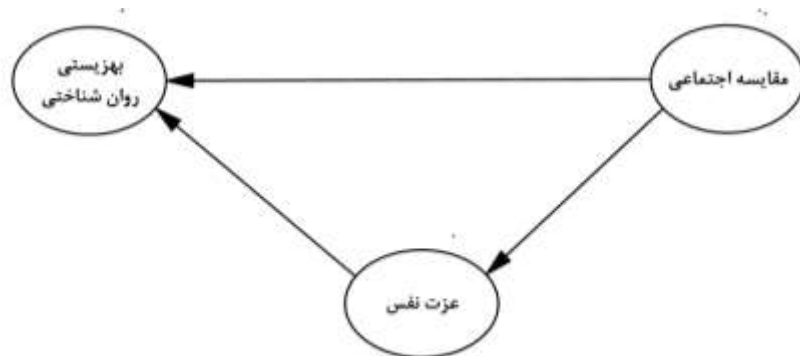
در پژوهش حاضر، اثر مقایسه اجتماعی به‌عنوان یک عامل اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان بررسی شده است. بیشتر مطالعات نشان می‌دهند که جهت‌گیری مقایسه اجتماعی اثر منفی بر بهزیستی روان‌شناختی دارد (لی، ۲۰۲۲؛ گیونز و بانک، ۱۹۹۹؛ تیلور و همکاران، ۱۹۹۹؛ فستینگر، ۱۹۵۴). مطالعه لی (۲۰۲۲) نشان داد که جهت‌گیری مقایسه اجتماعی در کاربران شبکه‌های اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی اثر منفی دارد و عزت‌نفس نقش میانجی منفی معناداری در این رابطه ایفا می‌کند.

احساس ارزشمندی و اهمیت داشتن، اساس عزت‌نفس را شکل می‌دهد (مویوس و همکاران، ۲۰۲۲) و عزت‌نفس سالم نقشی کلیدی در انگیزش و رشد روان‌شناختی دارد (گوزل و یانارداغ، ۲۰۲۱). عزت‌نفس تحت‌تأثیر تجارب، روابط و شرایط محیطی شکل می‌گیرد (مورالس سانچز و همکاران، ۲۰۲۱). عوامل مختلفی همچون خانواده، معلمان، ظاهر، موفقیت و زمینه فرهنگی بر آن اثرگذارند. رزنبرگ (۱۹۶۵) عزت‌نفس را نگرش مثبت یا منفی فرد نسبت به خود تعریف می‌کند. بنابراین مقایسه اجتماعی می‌تواند این ارزیابی را تحت‌تأثیر قرار دهد و موجب کاهش عزت‌نفس شود (کراوس و همکاران، ۲۰۱۹). مطالعات متعددی از جمله پژوهش‌های یانگ و رابینسون (۲۰۱۸)، اشماک و همکاران (۲۰۱۹) و اوزمک و همکاران (۲۰۱۸) نشان داده‌اند که مقایسه اجتماعی اثر منفی بر عزت‌نفس دارد. همچنین مطالعه هانا و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که مقایسه اجتماعی در فضای مجازی شبکه‌هایی مانند فیسبوک بر عزت‌نفس و سلامت روانی کاربران اثر منفی دارد.

عزت‌نفس از عوامل مهم در ارتقا و حفظ سلامت روانی است (رزنبرگ، ۱۹۶۵؛ ترپته و همکاران، ۲۰۱۵)؛ به‌طوری‌که مطالعات مختلف، از جمله پژوهش‌های آگراوال (۲۰۲۰)، سینگال و ویلر (۲۰۲۱)، لی (۲۰۲۲)، مک‌کلین و همکاران (۲۰۲۳) و بهمنی و همکاران (۱۴۰۲)، رابطه مثبت میان عزت‌نفس و بهزیستی روان‌شناختی را تأیید کرده‌اند.

با توجه به اینکه بهزیستی و سلامت روانی دانشجویان موضوعی مهم و حساس است و آنان در دوران گذار به دانشگاه با چالش‌هایی نظیر فشار تحصیلی، سازگاری اجتماعی، مسائل مالی و نگرانی‌های شغلی مواجه می‌شوند (سدن و همکاران، ۲۰۲۲؛ کاستلو و همکاران، ۲۰۲۲)، شناخت عوامل مؤثر بر بهزیستی روان‌شناختی آنان اهمیت فراوانی دارد. از سوی دیگر، با توجه به نقش گسترده مقایسه اجتماعی در زندگی اجتماعی و تحصیلی افراد، انجام پژوهش در این زمینه ضرورت دارد. اگرچه بخش زیادی از مطالعات قبلی بر مقایسه اجتماعی در فضای مجازی تمرکز داشته‌اند (اپل و همکاران، ۲۰۱۵؛ یانگ و رابینسون، ۲۰۱۸؛ برنل و همکاران، ۲۰۱۹؛ روزگونجوک و همکاران، ۲۰۱۹؛ چموک و همکاران، ۲۰۱۹)، پژوهش حاضر به بررسی این سازه در تعاملات واقعی میان دانشجویان پرداخته است.

با وجود شواهد متعدد مبنی بر اثرگذاری مقایسه اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی، پرسش اصلی این است که این اثر از چه مسیرهایی عمل می‌کند. با توجه به نقش کلیدی مقایسه اجتماعی در خودارزیابی و تنظیم رفتار اجتماعی (کریزان و گیونز، ۲۰۱۴) و تأثیر آن بر قضاوت فرد نسبت به خود (نصیری و همکاران، ۱۳۹۶)، این فرایند می‌تواند گاهی موجب نارضایتی روان‌شناختی شود. ازاین‌رو، هدف پژوهش حاضر تعیین رابطه میان مقایسه اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی با نقش میانجی عزت‌نفس است (شکل ۱).



شکل ۱. مدل پیشنهادی پژوهش

• روش

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل دانشجویان دختر و پسر مقطع کارشناسی دانشگاه شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود. براساس پیشنهاد کلاین (۲۰۱۶) در زمینه حجم نمونه موردنیاز برای مدلیابی معادلات ساختاری، تعداد ۳۰۰ دانشجوی به‌عنوان حجم نمونه تعیین شد. انتخاب نمونه به روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انجام گرفت. معیارهای ورود شامل: دانشجوی دوره کارشناسی در حال تحصیل در دانشگاه شیراز، داشتن رضایت آگاهانه و داوطلبانه برای شرکت در پژوهش بود. معیارهای خروج نیز شامل: نداشتن تمایل برای ادامه همکاری، صرف نکردن زمان کافی برای تکمیل ابزارها، ناقص

بودن پرسشنامه‌ها، در نظر گرفته شد.

پیش از تکمیل پرسشنامه‌ها، توضیحات لازم درباره اهداف پژوهش و اهمیت صداقت در پاسخ‌دهی به شرکت‌کنندگان ارائه شد. همچنین ملاحظات اخلاقی شامل اختیار دانشجویان برای شرکت یا عدم شرکت در مطالعه، اطمینان نسبت به محرمانه ماندن اطلاعات و عدم نیاز به درج نام در پرسشنامه‌ها رعایت شد.

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی است و به منظور بررسی روابط میان متغیرهای پژوهش از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۶ انجام گرفت.

• ابزارها

الف) مقیاس بهزیستی روان‌شناختی فرم کوتاه ریف (psychological well-being scale- PWB) (۱۹۸۹)، ترجمه بیانی و

همکاران، (۱۳۸۷): این مقیاس شامل ۱۸ ماده و شش خرده‌مقیاس سه‌ماده‌ای است که ابعاد استقلال، تسلط بر محیط، رشد شخصی، روابط مثبت با دیگران، هدفمندی در زندگی و پذیرش خود را ارزیابی می‌کند. پاسخ‌دهی بر اساس مقیاس شش‌درجه‌ای لیکرت از «کاملاً مخالفم» (۱) تا «کاملاً موافقم» (۶) انجام می‌شود (دامنه نمره: ۱۸ تا ۱۰۸). مواد ۱، ۴، ۵، ۸، ۱۵، ۱۶، ۱۷ و ۱۸ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. بیانی و همکاران (۱۳۸۷) روایی همگرای این مقیاس را از طریق همبستگی با پرسشنامه شادکامی آکسفورد و مقیاس عزت‌نفس روزنبرگ به ترتیب ۰/۵۸ و ۰/۴۶ گزارش کرده‌اند. اعتبار ابزار نیز با روش بازآزمایی ۰/۸۲ به دست آمده است. بهمنی و همکاران (۱۴۰۲) براساس تحلیل عاملی تأییدی، روایی سازه این مقیاس را مناسب گزارش کرده‌اند (بارهای عاملی ابعاد استقلال، تسلط بر محیط، رشد شخصی، روابط مثبت با دیگران، هدفمندی در زندگی و پذیرش خود به ترتیب ۰/۵۰، ۰/۵۱، ۰/۹۱، ۰/۸۲، ۰/۹۱، ۰/۸۵ و اعتبار کل نیز ۰/۷۹ گزارش شده است). در پژوهش حاضر، اعتبار کل پرسشنامه براساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۰ و روایی سازه براساس تحلیل عاملی در سطح مطلوب به دست آمد. بارهای عاملی به ترتیب برای استقلال، تسلط بر محیط، رشد شخصی، روابط مثبت با دیگران، هدفمندی در زندگی و پذیرش خود به ترتیب ۰/۴۸، ۰/۷۷، ۰/۸۲، ۰/۴۳، ۰/۶۴ و ۰/۷۰ بودند.

ب) مقیاس مقایسه اجتماعی (گیوبنز و بانک، ۱۹۹۹) (social comparison scale- SCS): این مقیاس شامل ۱۱ ماده و دو

خرده‌مقیاس «توانایی‌ها» و «عقاید» است. پاسخ‌دهی بر اساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت از «کاملاً مخالفم» (۱) تا «کاملاً موافقم» (۵) انجام می‌شود و مواد ۷ تا ۱۱ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند (دامنه نمره: ۱۱ تا ۵۵). گیوبنز و بانک (۱۹۹۹) پایایی کل این مقیاس را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۵ گزارش کرده‌اند. ولدا و همکاران (۲۰۲۲) پایایی کل را ۰/۸۲ و پایایی دو خرده‌مقیاس توانایی‌ها و عقاید را به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۸۰ گزارش کرده‌اند. در نسخه فارسی، احمدی قوزلوجه و مهدیزاده تواسانی (۱۳۹۸) ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس را ۰/۸۰ و پایایی خرده‌مقیاس‌های توانایی و عقاید را به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۸۰ به دست آورده‌اند. روایی ابزار نیز با استفاده از روایی ملاکی و روایی سازه تأیید شده است. در پژوهش حاضر، ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۷۰ به دست آمد. همچنین روایی سازه براساس تحلیل عاملی در سطح مطلوب ارزیابی شد؛ به گونه‌ای که بار عاملی برای خرده‌مقیاس توانایی ۰/۴۸ و برای خرده‌مقیاس عقاید ۰/۸۰ به دست آمد.

ج) سیاهه عزت‌نفس کوپر اسمیت (Coopersmith self-esteem inventory- CSEI) (۱۹۷۶): سیاهه عزت‌نفس کوپر اسمیت

شامل ۵۸ ماده است که ۸ ماده (۶، ۱۳، ۲۰، ۲۷، ۳۴، ۴۱، ۴۸ و ۵۵) به عنوان دروغ‌سنج عمل می‌کنند و ۵۰ ماده دیگر چهار خرده‌مقیاس «عزت‌نفس کلی یا عمومی»، «عزت‌نفس اجتماعی»، «عزت‌نفس خانوادگی» و «عزت‌نفس تحصیلی» را می‌سنجند. نمره‌گذاری سیاهه به صورت صفر و یک و براساس گزینه‌های «بلی» و «خیر» انجام می‌شود (دامنه نمره کل: ۰ تا ۵۰). کوپر اسمیت پایایی این ابزار را با روش بازآزمایی ۰/۸۸ گزارش کرده است. در پژوهش شهنی بیلاق و همکاران (۱۳۸۶)؛ به نقل از سلطانی و درتاج، (۱۳۹۷)، ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۳ به دست آمد. همچنین کوپر اسمیت (به نقل از سلطانی و درتاج، ۱۳۹۷) پایایی بازآزمایی را پس از ۵ هفته ۰/۸۸ و پس از سه سال ۰/۷۰ گزارش کرده است. در پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) آلفای کرونباخ ۰/۸۳ به دست آمده است. در پژوهش بهمنی و همکاران (۱۴۰۲)، پایایی کل سیاهه با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۱ گزارش شده و بارهای عاملی زیرمقیاس‌های عزت‌نفس کلی، اجتماعی، خانوادگی و تحصیلی به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۴، ۰/۶۹ و ۰/۶۳ بوده است. در پژوهش حاضر، ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس

۰/۷۸ به دست آمد. همچنین روایی سازه براساس تحلیل عاملی تأیید شد؛ به طوری که بارهای عاملی برای زیرمقیاس‌های عزت نفس عمومی، اجتماعی، اجتماعی و تحصیلی به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۴۵، ۰/۷۹ و ۰/۷۴ به دست آمد.

• یافته‌ها

فراوانی شرکت‌کنندگان براساس جنسیت نشان داد که ۶۱/۲ درصد دانشجویان دختر (انحراف معیار ۲/۶۶) و ۳۸/۸ دانشجویان پسر (انحراف معیار ۱/۸۹) بودند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۲۰/۷ سال (انحراف معیار ۲/۳۳) به دست آمد. پیش از آزمون مدل پیشنهادی، ابتدا داده‌های پرت حذف شدند. سپس مفروضه‌های زیربنایی مدلیابی معادلات ساختاری شامل هم‌خطی چندگانه و نرمال بودن توزیع داده‌ها ارزیابی شد. شاخص هم‌خطی چندگانه با آماره تحمل بیش از ۰/۴ مورد بررسی قرار گرفت و همبستگی‌های بالا مشاهده نشد. برای ارزیابی نرمال بودن، شاخص‌های چولگی و کشیدگی محاسبه شد. همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، قدر مطلق آماره‌های چولگی ($|<3|<$) و کشیدگی ($|<10|<$) در محدوده مطلوب بوده از این رو، مفروضه بهنجاری، تأیید می‌شود (بایرن، ۲۰۰۱).

براساس یافته‌های ماتریس همبستگی، همبستگی بین اغلب متغیرها معنادار است بنابراین متغیرها، شرط ورود به مدل را دارند (جدول ۲).

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار، کشیدگی و چولگی متغیرهای پژوهش

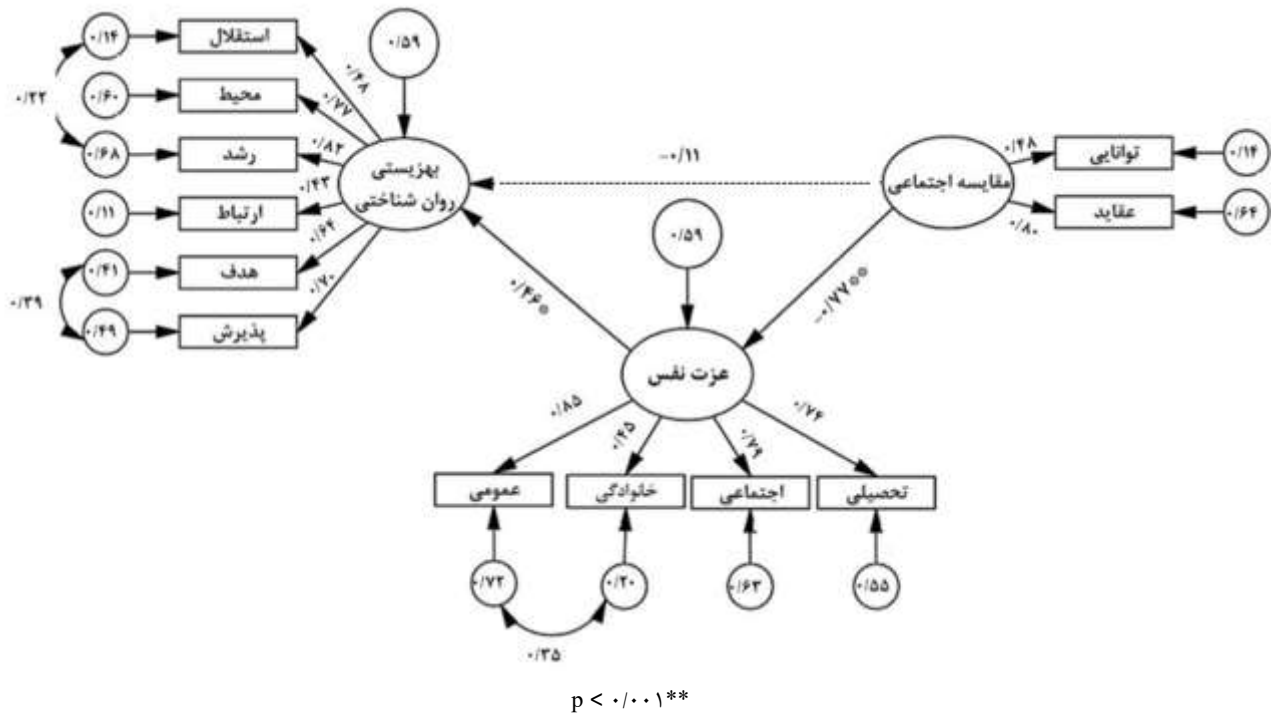
متغیرها	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
مقایسه اجتماعی	۳۲/۶۳	۹/۳۶	۰/۰۵	-۰/۷۷
توانایی‌ها	۱۷/۰۵	۱۵/۵۸	-۰/۰۴	۰/۵۳
عقاید	۱۵/۵۸	۴/۲۱	-۰/۹۱	۰/۱۵
عزت نفس	۳۱/۶۰	۹/۷۶	-۰/۱۷	-۰/۷۹
عزت نفس عمومی	۱۷/۵۴	۵/۲۷	-۰/۳۸	-۰/۶۶
عزت نفس اجتماعی	۴/۳۲	۲/۳۲	-۰/۰۴	-۱/۰۹
عزت نفس خانوادگی	۵/۰۰	۱/۸۵	-۰/۱۶	-۰/۸۶
عزت نفس تحصیلی	۴/۷۸	۲/۲۴	-۰/۲۴	-۰/۹۶
بهبودی روان‌شناختی	۷۲/۴۱	۱۲/۵۸	-۰/۰۸	-۰/۵۲
استقلال	۱۱/۷۵	۲/۵۰	۰/۳۴	-۰/۴۵
تسلط بر محیط	۱۱/۹۰	۳/۰۶	-۰/۰۳	-۰/۶۴
رشد شخصی	۱۲/۹۶	۳/۲۸	-۰/۳۰	-۰/۸۳
روابط مثبت با دیگران	۱۱/۷۵	۲/۴۷	-۰/۰۹	-۰/۵۴
هدف و جهت‌گیری در زندگی	۱۲/۳۲	۳/۲۸	۰/۰۴	-۰/۷۲
پذیرش خود	۱۱/۷۷	۳/۱۹	-۰/۲۵	-۰/۰۲

جدول ۲. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش.

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
۱- مقایسه اجتماعی															
۲- توانایی‌ها	۰/۷۸**														
۳- عقاید	۰/۸۴**	۰/۳۰**													
۴- عزت نفس	۰/۵۴**	۰/۲۸**	۰/۵۷**												
۵- عزت نفس عمومی	۰/۵۰**	۰/۲۶**	۰/۵۲**	۰/۹۶**											
۶- عزت نفس خانوادگی	۰/۳۴**	۰/۲۰**	۰/۳۳**	۰/۶۴**	۰/۵۶**										
۷- عزت نفس اجتماعی	۰/۴۸**	۰/۱۶**	۰/۵۸**	۰/۷۸**	۰/۶۷**	۰/۳۴**									
۸- عزت نفس تحصیلی	۰/۴۲**	۰/۲۶**	۰/۴۱**	۰/۷۷**	۰/۶۷**	۰/۳۱**	۰/۵۶**								
۹- بهبودی روان‌شناختی	۰/۳۷**	۰/۲۴**	۰/۳۵**	۰/۴۸**	۰/۲۳**	۰/۲۷**	۰/۲۲**	۰/۳۸**							
۱۰- استقلال	۰/۱۹**	۰/۱۵**	۰/۱۶**	۰/۲۸**	۰/۲۵**	۰/۲۱**	۰/۳۷**	۰/۵۴**	۰/۲۳**						
۱۱- محیط	۰/۲۸**	۰/۱۴**	۰/۲۹**	۰/۳۱**	۰/۲۹**	۰/۲۰**	۰/۳۹**	۰/۷۸**	۰/۲۵**	۰/۳۱**					
۱۲- رشد	۰/۳۲**	۰/۱۹**	۰/۲۹**	۰/۳۵**	۰/۲۳**	۰/۱۹**	۰/۲۱**	۰/۸۵**	۰/۲۹**	۰/۴۴**	۰/۶۷**				
۱۳- ارتباط	۰/۱۸**	۰/۱۱**	۰/۱۴**	۰/۲۴**	۰/۴۴**	۰/۲۸**	۰/۴۲**	۰/۴۶**	۰/۲۳**	۰/۱۸**	۰/۲۵**	۰/۳۱**			
۱۴- اهداف	۰/۲۶**	۰/۱۸**	۰/۲۴**	۰/۴۵**	۰/۳۸**	۰/۲۰**	۰/۴۳**	۰/۷۳**	۰/۴۴**	۰/۲۲**	۰/۴۷**	۰/۵۰**	۰/۱۹**		
۱۵- پذیرش	۰/۳۱**	۰/۲۸**	۰/۲۹**	۰/۴۰**	۰/۴۳**	۰/۲۱**	۰/۴۸**	۰/۷۵**	۰/۳۸**	۰/۲۴**	۰/۵۲**	۰/۵۵**	۰/۱۸**	۰/۶۳**	

معنادار در سطح * ۰/۰۵ معنادار در سطح ** ۰/۰۱

پس از تحلیل داده‌ها با استفاده از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری و اصلاحات صورت گرفته مدل نهایی پژوهش به دست آمد (شکل ۲). مجموع متغیرهای پژوهش ۰/۵۹ از واریانس روان‌شناختی را تبیین کرده‌اند.



$p < 0.001^{**}$

شکل ۲- مدل نهایی پژوهش

نتایج حاصل از مدل‌یابی معادلات ساختاری نشان‌دهنده این بود که مسیر مستقیم مقایسه اجتماعی به بهزیستی روان‌شناختی معنادار نیست (رد فرضیه اول). طبق شکل ۲، مقایسه اجتماعی پیش‌بینی کننده منفی عزت نفس است (پذیرش فرضیه دوم). اثر مستقیم و مثبت عزت نفس بر بهزیستی روان‌شناختی تأیید شد ($\beta = 0.46, p < 0.001$) و (پذیرش فرضیه سوم). مطابق با نتایج آزمون بوت‌استرپ نقش واسطه‌ای عزت نفس در رابطه مقایسه اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی معنادار است (حد بالا $1/0.7$) و حد پایین $(0/68)$ (پذیرش فرضیه چهارم). با توجه به این که اثر مستقیم معنادار نشده و فقط اثر غیر مستقیم معنادار است، میانجی‌گری کامل محسوب می‌شود. نتایج کلی اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای مورد بررسی در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرهای پژوهش

مسیر	اثر مستقیم		اثر غیر مستقیم		اثر کل
	B	P	β	P	
۱- مقایسه اجتماعی به عزت نفس	-0.11	<0.001	-	-	-0.11
۲- عزت نفس به بهزیستی روان‌شناختی	0.46	<0.001	-	-	0.46
۳- مقایسه اجتماعی به بهزیستی روان‌شناختی	-0.11	<0.001	-0.34	<0.001	-0.45

$p < 0.001^{**}$

با توجه نتایج جدول ۴ شاخص‌های برازش مدل در حد مطلوب بوده، مدل از برازش مطلوبی برخوردار است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل پژوهش

شاخص	X2/DF	GFI	AGFI	CFI	TLI	IFI	RMSEA	PCLOSE
مقدار محاسبه شده مدل	2/21	0.91	0.91	0.95	0.93	0.95	0.07	0.06
مقادیر مطلوب	< 3	> 0.90	> 0.90	> 0.90	> 0.90	> 0.94	< 0.08	> 0.05

• بحث

هدف این پژوهش تعیین رابطه ساختاری بین مقایسه اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی با واسطه عزت‌نفس در میان دانشجویان بود. نتایج نشان داد که اثر مستقیم مقایسه اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان معنادار نبود. این یافته با برخی مطالعات قبلی متفاوت است که اثرات منفی مقایسه اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی را گزارش کرده‌اند، چرا که مقایسه‌های اجتماعی رو به بالا می‌توانند منجر به حس تحقیر و بدبینی در افراد شوند (اپل و همکاران، ۲۰۱۵؛ لیو و همکاران، ۲۰۱۹). البته باید توجه داشت که اغلب این مطالعات رابطه دو به دو بین متغیرها را بررسی کرده‌اند و نقش واسطه‌ای عزت‌نفس مدنظر قرار نگرفته بود. همچنین، نتایج پژوهش‌های پیشین در مورد اثر دو زیرمقیاس توانایی و عقاید مقیاس اجتماعی بر بهزیستی روان‌شناختی متناقض بوده است. برای مثال، یانگ و راینسون (۲۰۱۸) نشان دادند که مؤلفه توانایی با کاهش خودتنظیمی، بهزیستی روان‌شناختی را کاهش می‌دهد، درحالی‌که مؤلفه عقاید با افزایش خودتنظیمی، بهزیستی روان‌شناختی را ارتقا می‌دهد. مشابه آن، پارک و بک (۲۰۱۸) دریافتند که کاربران شبکه اجتماعی با سطوح بالای مقایسه اجتماعی مبتنی بر توانایی، به دلیل احساسات منفی و رقابت، بهزیستی روان‌شناختی کمتری دارند، درحالی‌که مقایسه اجتماعی مبتنی بر عقاید باعث الهام گرفتن و افزایش انگیزه و در نتیجه بهزیستی روان‌شناختی بالاتر می‌شود.

یافته‌های این پژوهش همچنین نشان داد که مقایسه اجتماعی بر عزت‌نفس دانشجویان اثر منفی دارد. مقایسه اجتماعی به عنوان فرایندی کلیدی در خودارزیابی فرد در جامعه بر قضاوت فرد درباره خود تأثیر می‌گذارد (کریزان و گیونز، ۲۰۱۴؛ نصیری و همکاران، ۱۳۹۶). براساس نظریه مقایسه اجتماعی فستینگر، هر فرد دارای انگیزه درونی برای ارزیابی عقاید و توانایی‌های خود از طریق مقایسه با دیگران است (ساهلن و همکاران، ۲۰۲۰). مقایسه با افرادی که ویژگی‌های مثبت بیشتری دارند، منجر به خودارزیابی‌های منفی و افزایش عواطف منفی می‌شود (سووالو و همکاران، ۱۹۹۸؛ آتونی و همکاران، ۲۰۰۵) و در نتیجه می‌تواند عزت‌نفس را کاهش دهد (اشماک و همکاران، ۲۰۱۹). دانشجویان به دلیل محیط رقابتی دانشگاه، مرتباً خود را با دیگران مقایسه می‌کنند و نبود توانایی در دستیابی به سطوح عملکردی همکلاسی‌های موفق، احساس ارزشمندی و عزت‌نفس آنها را خدشه‌دار می‌کند.

مطابق با یافته‌های پژوهش، عزت‌نفس اثر مثبت و مستقیمی بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان دارد. این نتیجه با مطالعات پیشین (باجاج و همکاران، ۲۰۱۹؛ بهمنی و همکاران، ۱۴۰۲) همسو است. افراد با عزت‌نفس بالا از ثبات عاطفی بیشتری برخوردارند، هیجانات خود را بهتر مدیریت می‌کنند و استرس و عواطف منفی در آنان کمتر است؛ در نتیجه، عزت‌نفس بالا عاملی مؤثر در بهبود بهداشت روان محسوب می‌شود (باومیستر، ۲۰۱۷).

• نتیجه‌گیری

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد مقایسه اجتماعی به طور مستقیم اثر معناداری بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان ندارد، اما از طریق کاهش عزت‌نفس، می‌تواند به صورت غیرمستقیم به کاهش بهزیستی روان‌شناختی منجر شود. عزت‌نفس نقش واسطه‌ای مهمی در رابطه بین مقایسه اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی ایفا می‌کند و بهبود آن می‌تواند اثرات منفی مقایسه اجتماعی را کاهش دهد. افزایش عزت‌نفس دانشجویان می‌تواند به ارتقای بهزیستی روان‌شناختی، کاهش استرس و ایجاد جامعه دانشگاهی سالم و پر نشاط کمک کند. یافته‌ها حاکی از آن است که در محیط‌های دانشگاهی بهتر است به جای تأکید بر رقابت و مقایسه، بر همکاری، احترام به ویژگی‌های فردی و توسعه عزت‌نفس تمرکز شود. این پژوهش تنها بر دانشجویان کارشناسی متمرکز بوده و ماهیت همبستگی دارد؛ بنابراین تعمیم نتایج به سایر گروه‌ها و استنتاج علی باید با احتیاط انجام شود. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آینده، این مدل در گروه‌های سنی و تحصیلی دیگر بررسی شود و متغیرهایی مانند خودپنداره نیز مورد مطالعه قرار گیرد.

• تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافی مرتبط با تحقیق حاضر ندارند.

• تشکر و قدردانی

پژوهشگران از تمامی دانشجویانی که در این مطالعه همکاری داشته‌اند، صمیمانه تشکر می‌نمایند.

• منابع

- احمدی قوزلوجه، احمد؛ و مهدیزاده تواسانی، علی. (۱۳۹۸). ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس جهت‌گیری مقایسه اجتماعی. *مجله رویش روانشناسی*، ۸(۶)، ۲۱۶-۲۰۹.
- بیانی، علی‌اصغر؛ کوچکی، عاشور محمد؛ و بیانی، علی. (۱۳۸۷). روایی و اعتبار مقیاس بهزیستی روان‌شناختی ریف. *روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۴(۲)، ۱۵۴-۱۴۶.
- بهمی، سمیه؛ کشت‌ورز کندازی، احسان؛ زارعی، رضا؛ و زراعت‌کار، محمدکاظم. (۱۴۰۲). ذهن‌آگاهی و بهزیستی روان‌شناختی: نقش واسطه‌گری عزت‌نفس. *مجله مطالعات آموزش و یادگیری*، ۵۸، ۱۳۶-۱۴۳. <https://doi.org/10.22099/jsli.2024.7397>
- سپهوند، تورج. (۱۳۹۸). نقش معنویت محیط کاری و تاب‌آوری در پیشبینی بهزیستی روان‌شناختی کارکنان. *مجله روانشناسی*، ۲۳(۳)، ۳۳۴-۳۲۰.
- سلطانی، مریم؛ و درتاج، فریبرز. (۱۳۹۷). مقایسه اضطراب اجتماعی و عزت‌نفس دانش‌آموزان شاهد و غیرشاهد. *فصلنامه آموزش، مشاوره و روان‌درمانی*، ۷(۲۸)، ۲۹-۱۹.
- کشمیری، مرتضی؛ فتحی‌آشتیانی، علی؛ و جلالی، پیوند. (۱۳۹۸). نقش تعدیل‌کننده ذهن‌آگاهی در رابطه بین افسردگی، اضطراب و تندرستی روان‌شناختی. *مجله روانشناسی*، ۲۳(۲)، ۲۳۱-۲۱۷.
- نادری، سارا؛ غلامعلی لواسانی، مسعود؛ و قاسم‌زاده، سوگند. (۱۴۰۲). مقایسه رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با بهزیستی روان‌شناختی و نقش میانجی‌گری راهبردهای تنظیم‌شناختی هیجان در نوجوانان با و بدون سابقه طلاق والدین. *مجله روانشناسی*، ۲۷(۴)، ۴۱۵-۴۰۶.
- نصیری، مرضیه؛ میکائیلی منبع، فرزانه؛ و عیسی‌زادگان، علی. (۱۳۹۶). بررسی روابط ساختاری دشواری ادراک شده، مقیاس اجتماعی و خودپنداره تحصیلی با سازگاری تحصیلی. *فصلنامه پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی*، ۵(۱)، ۲۲-۹. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23456523.1396.5.1.1.0>
- Agrawal, B. (2020). Self-esteem, adjustment, psychological well-being and academic performance of secondary school students. *Ilkogretim Online-Elementary Education Online*, 19(3), 4778-4797.
- Antony, M. M., Rowa, K., Liss, A., Swallow, S. R., & Swinson, R. P. (2005). Social comparison processes in social phobia. *Behavior Therapy*, 36(1), 65-75. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(05\)80055-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(05)80055-3)
- Appel, H., Crusius, J., & Gerlach, A. L. (2015). Social comparison, envy, and depression on Facebook: A study looking at the effects of high comparison standards on depressed individuals. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 34(4), 277-289. <https://doi.org/10.1521/jscp.2015.34.4.277>
- Bajaj, B., Gupta, R., & Sengupta, S. (2019). Emotional stability and self-esteem as mediators between mindfulness and happiness. *Journal of Happiness Studies*, 20(7), 2211-2226. <https://doi.org/10.1007/s10902-018-0046-4>
- Bhullar, N., Hine, D. W., & Phillips, W. J. (2014). Profiles of psychological well-being in a sample of Australian university students. *International Journal of Psychology*, 49(4), 288-294. <https://doi.org/10.1002/ijop.12022>
- Blasco-Belled, A., & Alsinet, C. (2022). The architecture of psychological well-being: a network analysis study of the Ryff psychological well-being scale. *Scandinavian journal of psychology*, 63(3), 199-207. <https://doi.org/10.1111/sjop.12795>
- Brandenberg, G., Ozimek, P., Bierhoff, H. W., & Janker, C. (2019). The relation between use intensity of private and professional SNS, social comparison, self-esteem, and depressive tendencies in the light of self-regulation. *Behavior & Information Technology*, 38(6), 578-591. <https://doi.org/10.1080/0144929X.2018.1545049>
- Bum, C. H., & Jeon, I. K. (2016). Structural relationships between students' social support and self-esteem, depression, and happiness. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 44(11), 1761-1774. <https://doi.org/10.2224/sbp.2016.44.11.1761>
- Burnell, K., George, M. J., Vollet, J. W., Ehrenreich, S. E., & Underwood, M. K. (2019). Passive social networking site use and well-being: The mediating roles of social comparison and the fear of missing out. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 13(3). <https://doi.org/10.5817/CP2019-3-5>
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factoral validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1(1), 55-86. https://doi.org/10.1207/S15327574IJT0101_4
- Coopersmith, S. (1967). *The antecedents of self-esteem*. San Francisco: W. H. Freeman & Co.
- Costello, M. A., Nagel, A. G., Hunt, G. L., Rivens, A. J., Hazelwood, O. A., Pettit, C., & Allen, J. P. (2022). Facilitating connection to enhance college student well-being: Evaluation of an experiential group program. *American journal of community psychology*, 70(3-4), 314-326. <https://doi.org/10.1002/ajcp.12601>
- Derakhshan, A. (2022). Revisiting research on positive psychology in second and foreign language education: Trends and directions. *Language Related Research*, 13(5), 1-43. <https://doi.org/10.52547/LRR.13.5.2>

- Fan, J., & Wang, Y. (2022). English as a foreign language teachers' professional success in the Chinese context: The effects of well-being and emotion regulation. *Frontiers in Psychology, 13*, 952503. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.952503>
- Festinger, L. (1957). Social comparison theory. *Selective Exposure Theory, 16*(401), 3.
- Freire, T., & Tavares, D. (2011). Influence of self-esteem and emotion regulation in subjective and psychological well-being of adolescents: contributions to clinical psychology. *Archives of Clinical Psychiatry, 38*(5), 184-188. <https://doi.org/10.1590/S0101-60832011000500003>
- Gibbons, F. X., & Buunk, B. P. (1999). Individual differences in social comparison: development of a scale of social comparison orientation. *Journal of personality and social psychology, 76*(1), 129. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.76.1.129>
- Greenier, V., Derakhshan, A., & Fathi, J. (2021). Emotion regulation and psychological well-being in teacher work engagement: A case of British and Iranian English language teachers. *System, 97*, 102446. <https://doi.org/10.1016/j.system.2020.102446>
- Guerra-Bustamante, J., León-del-Barco, B., Yuste-Tosina, R., López-Ramos, V. M., & Mendo-Lázaro, S. (2019). Emotional intelligence and psychological well-being in adolescents. *International journal of environmental research and public health, 16*(10), 1720. <https://doi.org/10.3390/ijerph16101720>
- Güzel, S. & Yanardag, M. Z. (2021) A review on environmental and social ~ factors and mental health: the importance of social work profession in the field of mental health. *Manisa Celal Bayar University Health Sciences Institute Journal, 8*(1), 142–150. <https://doi.org/10.34087/cbusbed.721875>
- Jansen, M., Boda, Z., & Lorenz, G. (2022). Social comparison effects on academic self-concepts—Which peers matter most?. *Developmental Psychology, 58*(8), 1541. <https://doi.org/10.1037/dev0001368>
- King, M. F., Renó, V. F., & Novo, E. M. (2014). The concept, dimensions and methods of assessment of human well-being within a socioecological context: a literature review. *Social indicators research, 116*, 681-698. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0320-0>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Križan, Z., & Gibbons, F. X. (2014). *Communal functions of social comparison*. New York: Cambridge University Press.
- Lee, J. K. (2022). The effects of social comparison orientation on psychological well-being in social networking sites: Serial mediation of perceived social support and self-esteem. *Current Psychology, 41*(9), 6247-6259. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01114-3>
- Liu, P., He, J., & Li, A. (2019). Upward social comparison on social network sites and impulse buying: A moderated mediation model of negative affect and rumination. *Computers in Human Behavior, 96*(601), 133–140. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.02.003>
- Maclean, B. R., Forrester, T., Hawgood, J., O’Gorman, J., & Rimkeviciene, J. (2023). The Personal Suicide Stigma Questionnaire (PSSQ): Relation to Self-Esteem, Well-Being, and Help-Seeking. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 20*(5), 3816. <https://doi.org/10.3390/ijerph20053816>
- Morales-Sánchez, L., Luque-Ribelles, V., Gil-Olarte, P., Ruiz-González, P., & Guil, R. (2021) Enhancing self-esteem and body image of breast cancer women through interventions: a systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(4), 1640. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041640>
- Möbius, M.M., Niederle, M., Niehaus, P. & Rosenblat, T.S. (2022) Managing self-confidence: theory and experimental evidence. *Management Science, 68*(11), 7793–7817. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.4294>
- Naeem, K., Jawad, A., Rehman, S. U., & Javaid, U. (2021). Psychological wellbeing, job burnout and counterproductive work behavior among drivers of car hailing services in Pakistan: Moderating role of captains' personality traits. *European Online Journal of Natural and Social Sciences, 10*(1), 19–33.
- Nogueira, C., Risoto, M. A., & Meier, L. K. (2023). Evaluación de La Escala de Bienestar Psicológico de Ryff Para Estudiantes Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 70*(4), 161–174. <https://psycnet.apa.org/doi/10.21865/RIDEP70.4.12>
- Pandey, R., Tiwari, G. K., Parihar, P., & Rai, P. K. (2021). Positive, not negative, self-compassion mediates the relationship between self-esteem and well-being. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 94*(1), 1-15. <https://doi.org/10.1111/papt.12259>
- Park, S. Y., & Baek, Y. M. (2018). Two faces of social comparison on Facebook: The interplay between social comparison orientation, emotions, and psychological well-being. *Computers in Human Behavior, 79*, 83-93. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.10.028>
- Piñeiro-Cossio, J., Fernández-Martínez, A., Nuviala, A., & Pérez-Ordás, R. (2021). Psychological wellbeing in physical education and school sports: A systematic review. *International journal of environmental research and public health, 18*(3), 864. <https://doi.org/10.3390/ijerph18030864>
- Posada, F. V., Tur, M. C. T., Resano, C. S., & Olivares, M. J. O. (2003). Bienestar, adaptación y envejecimiento: cuando la estabilidad significa cambio. *Revista multidisciplinar de gerontología, 13*(3), 152-162.
- Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image*. Revised edition. Middletown CT: Wesleyan University Press.
- Rozgonjuk, D., Ryan, T., Kuljus, J.-K., Taht, K., & Scott, G.G. (2019). Social comparison orientation mediates the relationship between neuroticism and passive Facebook use. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace, 13*(1), 2. <https://doi.org/10.5817/CP2019-1-2>
- Rüppel, F., Liersch, S., & Walter, U. (2015). The influence of psychological well-being on academic success. *Journal of Public Health, 23*(1), 15–24. <https://doi.org/10.1007/s10389-015-0654-y>

- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual review of psychology*, 52(1), 141-166. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of personality and social psychology*, 57(6), 1069. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Ryff, C. D., & Singer, B. (1998). The contours of positive human health. *Psychological inquiry*, 9(1), 1-28. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0901_1
- Seden, K., Deki, C., & Gayphel, K. (2022). Psychological well-being of college students in The Royal University of Bhutan: a case study. <https://doi.org/10.15625/2615-8957/22210306>
- Schmuck, D., Karsay, K., Matthes, J., & Stevic, A. (2019). “Looking Up and Feeling Down”. The influence of mobile social networking site use on upward social comparison, self-esteem, and well-being of adult smartphone users. *Telematics and informatics*, 42, 101240. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2019.101240>
- Singhal, S., & Prakash, N. (2021). Relationship between self-esteem and psychological well-being among Indian College students. *Journal of Interdisciplinary Cycle Research*, 12(8), 748-756.
- Suls, J., Martin, R., & Wheeler, L. (2002). Social comparison: Why, with whom, and with what effect? *Current directions in psychological science*, 11(5), 159-163. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00191>
- Trepte, S., Dienlin, T., & Reinecke, L. (2015). Influence of social support received in online and offline contexts on satisfaction with social support and satisfaction with life: A longitudinal study. *Media Psychology*, 18(1), 74-105. <https://doi.org/10.1080/15213269.2013.838904>
- Veleda, G. W., Seoane, G. R., Ezequiel, G. R., Ferreira, C. M., de Figueiredo, V. L. M., Meyer, T. D. S., ... & Souza, L. D. D. M. (2024). Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Iowa-Netherlands Comparison Orientation Measure for the Brazilian context. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 46, e20220573. <https://doi.org/10.47626/2237-6089-2022-0573>
- Verduyn, P., Gugushvili, N., Massar, K., Täht, K., & Kross, E. (2020). Social comparison on social networking sites. *Current opinion in psychology*, 36, 32-37. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2020.04.002>
- Wang, J. L., Wang, H. Z., Gaskin, J., & Hawk, S. (2017). The mediating roles of upward social comparison and self-esteem and the moderating role of social comparison orientation in the association between social networking site usage and subjective well-being. *Frontiers in psychology*, 8, 771. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00771>
- Wood, J. V., & Lockwood, P. (1999). Social comparisons in dysphoric and low self-esteem people. In R. M. Kowalski & M. R. Leary (Eds.), *The social psychology of emotional and behavioral problems: Interfaces of social and clinical psychology* (pp. 97–135). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10320-004>
- Yang, C. C., & Robinson, A. (2018). Not necessarily detrimental: Two social comparison orientations and their associations with social media use and college social adjustment. *Computers in human behavior*, 84, 49-57. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.02.020>
- Zhang, L., Yu, Q., Zhang, Q., Guo, Y., & Chen, J. (2020). The relationship between explicit self-esteem and subjective well-being: The moderating effect of implicit self-esteem. *The Journal of general psychology*, 147(1), 1-17. <https://doi.org/10.1080/00221309.2019.1609896>

اثر ساختاری سبک دلبستگی و ترومای کودکی در خانواده بر اعتیاد به اینترنت با میانجی‌گری تنظیم شناختی هیجان

The Structural Effect of Attachment Style and Childhood Trauma in the Family on Internet Addiction Mediated by Cognitive Regulation of Emotion

Seyedeh Tahereh Zolfaghari, PhD Student

Hossein Sheybani, PhD[✉]

Mahboobe Taher, PhD

سیده طاهره ذوالفقاری^۱

حسین شیبانی^۲

محبوبه طاهر^۱

Abstract

The present study aimed to examine the structural effect of attachment style and childhood trauma within the family on Internet addiction, with cognitive emotion regulation as a mediating factor. Method: This research employed a correlational design based on structural equation modeling. A total of 251 female students aged 12 to 18 were selected through cluster random sampling in the 1402–1403 academic year. The research instruments included the Simpson Attachment Style Questionnaire, Bernstein Childhood Trauma Questionnaire, Young Internet Addiction Test, and the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire by Garnefski et al. Data were analyzed using SPSS 25 and Smart PLS 3. Findings: Insecure attachment style and childhood trauma were positively and significantly associated with Internet addiction. Moreover, both negative and positive cognitive emotion regulation functioned as mediating variables in these relationships. Discussion and Conclusion: These findings are consistent with Bowlby's attachment theory and underscore the importance of psychological interventions aimed at strengthening secure attachment and improving cognitive emotion regulation for the prevention and treatment of Internet addiction. It is therefore recommended that these factors be emphasized in clinical interventions. **Keywords:** Attachment, Childhood Trauma, Cognitive Regulation of Emotion, Internet Addiction.

چکیده

هدف پژوهش تعیین اثر ساختاری سبک دلبستگی و ترومای کودکی در خانواده بر اعتیاد به اینترنت با میانجی‌گری تنظیم شناختی هیجان بود. روش پژوهش از نوع همبستگی و مبتنی بر مدل‌سازی معادلات ساختاری بود و ۲۵۱ دانش‌آموز دختر ۱۲ تا ۱۸ ساله در سال تحصیلی ۱۴۰۲–۱۴۰۳ به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. ابزارها شامل سیاهه سبک دلبستگی سیمپسون، پرسشنامه ترومای کودکی برنستاین، آزمون اعتیاد به اینترنت یانگ و پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گرانفسکی و همکاران بودند. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS 25 و Smart PLS 3 انجام شد. براساس یافته‌ها سبک دلبستگی نایمن و ترومای کودکی با اعتیاد به اینترنت ارتباط مثبت و معناداری دارند. همچنین، تنظیم شناختی هیجان منفی و مثبت به‌عنوان متغیر میانجی در این روابط نقش دارد. این یافته‌ها با نظریه دلبستگی بالبی همخوانی دارند و بر اهمیت مداخلات روان‌شناختی برای تقویت دلبستگی ایمن و بهبود تنظیم شناختی هیجان در پیشگیری و درمان اعتیاد به اینترنت تأکید می‌کنند. بنابراین پیشنهاد می‌شود در مداخلات بالینی این موارد مورد اهمیت قرار داده شود.

واژه‌های کلیدی: اعتیاد به اینترنت، ترومای کودکی، تنظیم شناختی، هیجان دلبستگی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۷ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۹

۱. گروه روان‌شناسی، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

اعتیاد به اینترنت به‌عنوان یک رفتار مشکل‌ساز تعریف می‌شود که شامل استفاده بیش از حد و غیرقابل کنترل از اینترنت است و می‌تواند به اختلال‌های روانی، اجتماعی و حرفه‌ای منجر شود (مونتاگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ یانگ، ۲۰۰۷). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که شیوع اعتیاد به اینترنت ۲۹/۶۴ درصد است (چمناد و همکاران، ۲۰۲۳). موسوس (۱۳۹۹) نیز شیوع اعتیاد به اینترنت را در ایران ۴/۲ درصد برآورد کرده است. اعتیاد به اینترنت نشان دهنده یک رفتار قابل توجه و از بین برنده منابع روانی است که می‌تواند به‌طور سیستماتیک منابع شخصی و انرژی دانش‌آموزان را از بین ببرد (فو و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین تحقیقات نشان می‌دهد که دانش‌آموزان مبتلا به این نوع از اعتیاد، زمان زیادی را صرف فعالیت‌های آنلاین می‌کنند تا تکالیف تحصیلی و این امر افت تحصیلی را به دنبال دارد (کومار و موندال، ۲۰۱۸). علاوه بر این، این مشکل با علائمی مانند انزوا همراه است که می‌تواند تعاملات تحصیلی را کاهش دهد (چمناد و همکاران، ۲۰۲۳).

در بررسی عوامل تأثیرگذار بر اعتیاد به اینترنت، می‌توان گفت که سبک‌های دلبستگی (attachment styles) در گرایش دانش‌آموزان به اعتیاد به اینترنت می‌تواند مؤثر باشد. سبک‌های دلبستگی که براساس نظریه دلبستگی بالبی (۱۹۵۸) شکل گرفته است، الگوهای رفتاری افراد در روابط را توصیف می‌کنند. این سبک‌ها شامل دلبستگی ایمن، اضطرابی، اجتنابی و گاهی آشفته هستند. افراد با دلبستگی ایمن معمولاً روابط سالم و متعادلی دارند، درحالی‌که افراد با دلبستگی نایمن ممکن است با چالش‌هایی در روابط مواجه شوند. تحقیقات نشان می‌دهد که سبک‌های دلبستگی می‌توانند بر رفتارهای آنلاین، از جمله اعتیاد به اینترنت، تأثیر بگذارند (خانزاده و شریف، ۲۰۲۴؛ کرم و همکاران، ۲۰۲۰). پژوهش‌ها نشان می‌دهند که سبک‌های دلبستگی نایمن (اضطرابی و اجتنابی) با افزایش احتمال اعتیاد به اینترنت مرتبط هستند (کاس و گریفیتس، ۲۰۱۹). همچنین خیرالله و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که سبک اضطرابی به‌طور خاص با اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مرتبط بود و دلبستگی ایمن با کاهش اعتیاد به اینترنت مرتبط است. مدل استفاده جبرانی از اینترنت پیشنهاد می‌کند که افراد با دلبستگی نایمن ممکن است از اینترنت برای جبران کمبودهای روابط واقعی خود استفاده کنند (اچنبرگ و همکاران، ۲۰۱۷).

ترومای کودکی (childhood trauma) به صورت جسمانی، جنسی، کلامی و عاطفی، هم با اختلال اعتیاد به اینترنت و هم با سبک‌های دلبستگی رابطه معناداری دارد. تروما در دوره کودکی یا تجربیات منفی کودکی شامل آزار جسمی، عاطفی، جنسی و بی‌توجهی، تأثیرات عمیقی بر سلامت روانی افراد دارد و می‌تواند به رفتارهای مشکل‌ساز مانند اعتیاد به اینترنت منجر شود (چادھاری و همکاران، ۲۰۲۴). در مطالعه شنگ و همکاران (۲۰۲۲)، بی‌توجهی عاطفی شایع‌ترین نوع تروما بود (۵۵ درصد)، پس از آن بی‌توجهی جسمی (۴۶/۱ درصد)، سوءاستفاده عاطفی (۲۰/۹ درصد)، سوءاستفاده جسمی (۱۰/۷ درصد) و سوءاستفاده جنسی (۷/۳ درصد) قرار داشتند. در همین زمینه، مطالعه فراتحلیلی توسط تانگ و همکاران (۲۰۲۴) نشان داد که ترومای کودکی با اعتیاد به اینترنت در نوجوانان ارتباط مثبت قوی دارد.

عوامل مختلفی می‌تواند شدت و نوع رابطه بین سبک دلبستگی و ترومای کودکی با اعتیاد به اینترنت را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از این عوامل می‌تواند تنظیم شناختی هیجان (cognitive regulation of emotion) باشد. تنظیم هیجان به‌عنوان فرآیندهایی که از طریق آن افراد هیجان‌ات‌شان را برای پاسخ به توقعات محیطی هشیارانه و ناهشیارانه تعدیل می‌کنند، در نظر گرفته می‌شود (الدوا و همکاران، ۲۰۱۰) و مکانیسمی است که افراد به واسطه آن (دانسته یا ندانسته) هیجان‌ات‌شان را برای رسیدن به پیامد مورد نظر تغییر می‌دهند (شپیز و همکاران، ۲۰۱۵). در واقع تنظیم هیجان فرآیند رشدی است که بر سبک دلبستگی وابسته است (بویوراگویی و همکاران، ۲۰۱۷). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که مشکلات در تنظیم هیجان می‌توانند به رفتارهای اعتیادی، از جمله استفاده بیش از حد از اینترنت، منجر شوند؛ زیرا افراد ممکن است از اینترنت برای فرار از هیجان‌ات منفی استفاده کنند که همین امر می‌تواند مرتبط با دلبستگی اضطرابی نیز باشد (وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). از طرفی دیگر، الهالال و همکاران (۲۰۲۰) گزارش کردند که راهبردهای تنظیم هیجانی نامناسب رابطه بین ترومای کودکی و اختلال‌های روانی مانند اضطراب و افسردگی را میانجی‌گری می‌کنند که می‌تواند به رفتارهای اعتیادی مرتبط باشند. لی و همکاران (۲۰۲۵) نشان داد که سوءاستفاده جسمی و عاطفی در کودکی با اعتیاد به اینترنت همبستگی دارد و اضطراب به‌عنوان

میانجی عمل می‌کند. همچنین ژو و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که تجربیات منفی کودکی از طریق دلبستگی اضطرابی و روابط بین‌فردی با اعتیاد به تلفن همراه مرتبط است.

بنابراین با توجه به مسائل گفته شده می‌توان گفت که عوامل عمیق‌تری همچون سبک‌های دلبستگی و تجارب آسیب‌زای دوره کودکی می‌توانند نقش تعیین‌کننده‌ای در گرایش افراد به استفاده افراطی از اینترنت ایفا کنند، زیرا این متغیرها با الگوهای تنظیم هیجان و راهبردهای مقابله‌ای ناکارآمد ارتباط دارند. از سوی دیگر، تنظیم شناختی هیجان به‌عنوان سازه‌ای کلیدی در تبیین رفتارهای اعتیادگونه، واسطه‌ای مهم میان تجارب هیجانی اولیه و رفتارهای ناسازگارانه محسوب می‌شود. بررسی اثر ساختاری این متغیرها می‌تواند به درک عمیق‌تری از سازوکارهای روان‌شناختی زیربنایی اعتیاد به اینترنت منجر شود و مبنایی علمی برای طراحی مداخلات درمانی مؤثر با تأکید بر بهبود تنظیم هیجان و اصلاح سبک‌های دلبستگی ناسازگار فراهم سازد. همچنین با توجه به افزایش دسترسی دانش‌آموزان به فناوری و شیوع اعتیاد به اینترنت که در برخی مطالعات تا ۲۳ تا ۴۵ درصد گزارش شده است (دانگ و همکاران، ۲۰۲۲)، در نتیجه هدف پژوهش حاضر بررسی اثر ساختاری سبک دلبستگی و ترومای کودکی در خانواده بر اعتیاد به اینترنت با میانجی‌گری تنظیم شناختی هیجان بود.

• روش

روش پژوهش حاضر همبستگی و مبتنی بر مدل‌سازی معادلات ساختاری است. جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان دوره متوسطه شهر تهران در بازه سنی ۱۲ تا ۱۸ سال در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بودند. در تعیین حجم نمونه پژوهش حاضر، با توجه به ماهیت مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS)، از قاعده پیشنهادی بارکلای و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شد. براساس این قاعده، حجم نمونه باید حداقل ۱۰ برابر بیشترین تعداد شاخص‌های مشاهده‌شده در هر سازه یا بیشترین تعداد مسیرهای ورودی به یک متغیر پنهان در مدل مفهومی باشد. در مدل این پژوهش، بیشترین تعداد مسیرهای ورودی به یک متغیر پنهان ۵ مسیر بود، بنابراین حجم نمونه اولیه ۲۰۰ نفر در نظر گرفته شد. افزون‌بر این، با توجه به توصیه‌های هیر و همکاران (۲۰۱۹) مبنی بر مناسب‌بودن حجم نمونه‌های نسبتاً بزرگ در تحلیل‌های PLS و با لحاظ احتمال ریزش شرکت‌کنندگان، تعداد کل افراد انتخاب‌شده ۳۰۰ نفر بود. اما در نهایت با توجه به افت نمونه، تعداد افراد نمونه پژوهشی ۲۵۱ نفر برآورد شد و به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند و به پرسشنامه‌های مورد نظر پاسخ دادند. روش اجرا با توجه به نوع روش نمونه‌گیری بدین صورت بود که در گام نخست از میان مناطق آموزش و پرورش شهر تهران، چند منطقه به‌صورت تصادفی انتخاب شد (مناطق ۳، ۶ و ۱۴). در مرحله دوم، از هر منطقه ۶ مدرسه متوسطه به‌طور تصادفی برگزیده شد. در مرحله سوم نیز از هر مدرسه، ۳ کلاس به‌عنوان خوشه انتخاب گردید و تمامی دانش‌آموزان آن کلاس‌ها در پژوهش شرکت کردند. برای تحلیل داده‌ها از مدل‌سازی معادلات ساختاری با کمک از نرم افزارهای SPSS 25 و Smart PLS 3 استفاده شد.

ملاک‌های ورود به پژوهش عبارت بودند از: سن ۱۲-۱۸ سال، داشتن سلامت روانی براساس فرم خوداظهاری و پرونده سلامت، تمایل به شرکت در پژوهش و تکمیل فرم رضایت آگاهانه. ملاک خروج از مطالعه نیز ناقص بودن پرسشنامه‌ها بود.

• ابزارها

الف) سیاهه سبک‌های دلبستگی نوجوان سیمپسون (adolescent attachment styles inventory -AAI): این سیاهه توسط سیمپسون (۱۹۹۰) ساخته شده است و دارای ۱۳ ماده در مقیاس لیکرتی است که پاسخ‌دهنده در پاسخ به هر ماده باید یکی از گزینه‌های طیف ۵ درجه‌ای (از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف) را انتخاب کند. از این ۱۳ جمله، ۵ جمله برای ارزیابی سبک دلبستگی ایمن، ۴ جمله برای ارزیابی سبک دلبستگی اجتنابی و ۴ جمله برای ارزیابی سبک دلبستگی دوسوگرایی اضطرابی می‌باشد. سیمپسون به‌منظور بررسی روایی این سیاهه از مقیاس عشق رابین (۱۹۷۰؛ به نقل از سیمپسون، ۱۹۹۰) و مقیاس وابستگی برشید و فی (۱۹۹۷) استفاده کرد. همبستگی بین مقیاس عشق رابین با سبک دلبستگی ایمن، اجتنابی و دوسوگرایی اضطرابی به ترتیب ۰/۲۲، ۰/۲۲- و ۰/۱۲- بود. عطاری و همکاران (۱۳۸۵) برای بررسی روایی این آزمون از سه سوال محقق ساخته استفاده نمودند که همبستگی برای

این سه سوال با سبک دلبستگی ایمن، اجتنابی و دوسوگرای اضطرابی به ترتیب ۰/۵۹، ۰/۵۴ و ۰/۲۴- به دست آمد. اعتبار این سیاهه برحسب آلفای کرونباخ و اجرای مجدد در فاصله‌های زمانی یک هفته تا دو سال حدوداً ۰/۷۰ برآورد شده است. سیمپسون (۱۹۹۲) آلفای کرونباخ و ضریب تصنیف این سیاهه نیز در همین پژوهش به ترتیب ۰/۷۰ و ۰/۶۲ به دست آوردند. در این پژوهش سبک دلبستگی ناایمن، یعنی سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی مدنظر بود. در پژوهش حاضر اعتبار این سیاهه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۹ محاسبه شد.

ب) پرسشنامه ترومای دوره کودکی برنستاین (childhood trauma questionnaire (CTQ): این پرسشنامه توسط برنستاین و همکاران (۲۰۰۳) طراحی شده و دارای ۲۸ ماده است که ۲۵ ماده آن برای سنجش مؤلفه‌های اصلی پرسشنامه به کار می‌رود و ۳ ماده آن برای تشخیص افرادی که مشکلات دوره کودکی خود را انکار می‌کنند به کار می‌رود. پاسخگویی به ماده‌ها براساس طیف پنج درجه‌ای لیکرت از هرگز (۱) تا همیشه (۵) صورت می‌گیرد. این پرسشنامه پنج بعد سوء استفاده جنسی، سوء استفاده جسمی، سوء استفاده عاطفی، غفلت عاطفی و جسمی را می‌سنجد. ۷ ماده از این پرسشنامه (۱۵، ۷، ۱۳، ۱۹، ۲۸، ۲ و ۲۶) به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. نمره بالاتر نشان‌دهنده تروما یا آسیب بیشتر است. برنستاین و همکاران (۲۰۰۳) ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه را برای ابعاد سوء استفاده عاطفی، سوء استفاده جسمی، سوء استفاده جنسی غفلت عاطفی و غفلت عاطفی به ترتیب برابر با ۰/۸۷، ۰/۸۶، ۰/۹۵، ۰/۸۹ و ۰/۷۸ گزارش کردند. اعتبار این پرسشنامه به دو روش آزمون-بازآزمون و آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۹۴ گزارش شده است (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۲). در ایران هم ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۲) ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه ترومای دوره کودکی را از ۰/۸۱ تا ۰/۹۸ برای مؤلفه‌های پنج‌گانه آن گزارش کرده‌اند. در پژوهش حاضر اعتبار این پرسشنامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۱ محاسبه شد.

ج) آزمون اعتیاد به اینترنت یانگ (internet addiction test -IAT): آزمون اعتیاد به اینترنت یانگ توسط کیمبرلی یانگ در سال ۱۹۹۶ تهیه شده است. این آزمونداری ۲۰ ماده است که براساس مقیاس لیکرت ۵ گزینه‌ای (به ندرت ۱/۶ گاهی اوقات ۲، اغلب ۳، بیشتر اوقات ۴ و همیشه ۵) نمره‌گذاری شد. جمع نمرات بین ۲۰ تا ۴۰ نبود (اعتیاد به اینترنت)، بین ۴۰ تا ۷۹ (در معرض اعتیاد به اینترنت) و بین ۸۰ تا ۱۰۰ (اعتیاد به اینترنت) در نظر گرفته شد (یانگ، ۲۰۰۷). روایی و اعتبار این آزمون در پژوهش‌های مختلفی بیان شده است؛ برای مثال ویندیانتو و مکموران (۲۰۰۴) در پژوهش خود اعتبار این ابزار را ۰/۸۹ و حسن‌زاده و همکاران (۱۳۸۹) ۰/۸۸ گزارش کرده‌اند. همچنین علوی و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهش خود برای نسخه فارسی پنج عامل صرف زمان بیش از حد از اینترنت، استفاده از اینترنت جهت کسب آرامش درونی، برجستگی، بی‌توجهی به وظایف شغلی، استفاده مرضی از چت روم را استخراج نموده‌اند. علاوه بر این، برای این آزمون دو نوع روایی محتوایی و افتراقی (۰/۵)، سه نوع اعتبار بازآزمایی (۰/۷۴) همسانی درونی (۰/۸۸) و دومه‌سازی را بررسی و بهترین نقطه برش بالینی آن را ۴ ذکر کرده‌اند. در پژوهش حاضر اعتبار این آزمون با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۴ محاسبه شد.

ه) پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گرانفسکی (cognitive emotion regulation questionnaire- CERQ): این پرسشنامه‌ای چندبعدی است که توسط گرانفسکی و همکاران (۲۰۰۱) تدوین شده و جهت شناسایی راهبردهای مقابله‌ای شناختی افراد پس از تجربه کردن وقایع با موقعیت‌های منفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این پرسشنامه افکار افراد را پس از یک تجربه تلخ ارزیابی می‌کند. این پرسشنامه یک ابزار خود گزارشی ساده است و برای افراد ۱۲ سال به بالا بهنجار است و شامل ۳۶ ماده طیف پنج نمره‌ای (هرگز (۱)، به ندرت (۲)، برخی اوقات (۳)، اغلب اوقات (۴)، همیشه (۵)) است که در مجموع ۹ عامل زیر را ارزیابی می‌کند: تمرکز مثبت مجدد، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی، ارزیابی مجدد مثبت، فاجعه‌سازی، دیدگاه‌پذیری، نشخوارگری، ملامت خود، ملامت دیگران و پذیرش. ضریب آلفا برای خرده‌مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ گزارش شده است (گرانفسکی و کراج، ۲۰۰۶). همچنین ضریب روایی نیز به شیوه بازآزمایی بافاصله زمانی یک هفته را بین ۰/۷۵ تا ۰/۸۵ گزارش کرده‌اند (زارع و سلگی، ۱۳۹۱). در پژوهش حاضر اعتبار این پرسشنامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۴ محاسبه شد.

• یافته‌ها

در پژوهش حاضر ۲۵۱ نفر شرکت داشتند که از نظر تحصیلات پدر و مادر شرکت‌کنندگان، بیشترین فراوانی مرتبط با مدرک تحصیلی دیپلم یا کاردانی (۳۹ درصد) بود. از نظر سنی نیز بیشترین فراوانی سنی پدر و مادر شرکت‌کنندگان، ۴۱ تا ۵۰ سال بود. در ادامه و در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی گزارش شده است.

در جدول (۱) برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها شامل میانگین و انحراف معیار ارائه شده است. همین‌طور مقادیر سطح معناداری متغیرهای پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ بود. لذا فرض نرمال بودن توزیع این متغیرها رد و فرض خلاف مبنی بر غیرنرمال توزیع داده‌ها تأیید گردید و در نتیجه برای معادلات ساختاری مناسب است. جهت بررسی میزان روایی واگرا یا افتراق میان ماده‌های تشکیل‌دهنده از شاخص روایی یگانه-دوگانه استفاده شد. نتایج نشان داد که روایی واگرا با استفاده از شاخص روایی یگانه-دوگانه (HTMT) بین متغیرهای مورد بررسی تأیید شده است (بین ۰/۳۷ تا ۰/۵۵).

همین‌طور، جهت تبیین واریانس متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل از ضریب تعیین بهره گرفته شد. نتایج نشان داد که ضریب تعیین تعدیل‌شده اعتیاد به اینترنت ۰/۱۵ و تنظیم شناختی هیجان ۰/۳۳ بود. همچنین اندازه اثر ترومای کودکی نسبت به اعتیاد به اینترنت ۰/۶۴ و تنظیم شناختی هیجان ۰/۰۹؛ سبک دل‌بستگی نسبت به اعتیاد به اینترنت ۰/۰۰۶ و تنظیم شناختی هیجان ۰/۱۴ بود. بر همین اساس نتایج به‌دست آمده از روابط و اثر مستقیم و غیر مستقیم متغیرها در جدول (۳) گزارش شده است.

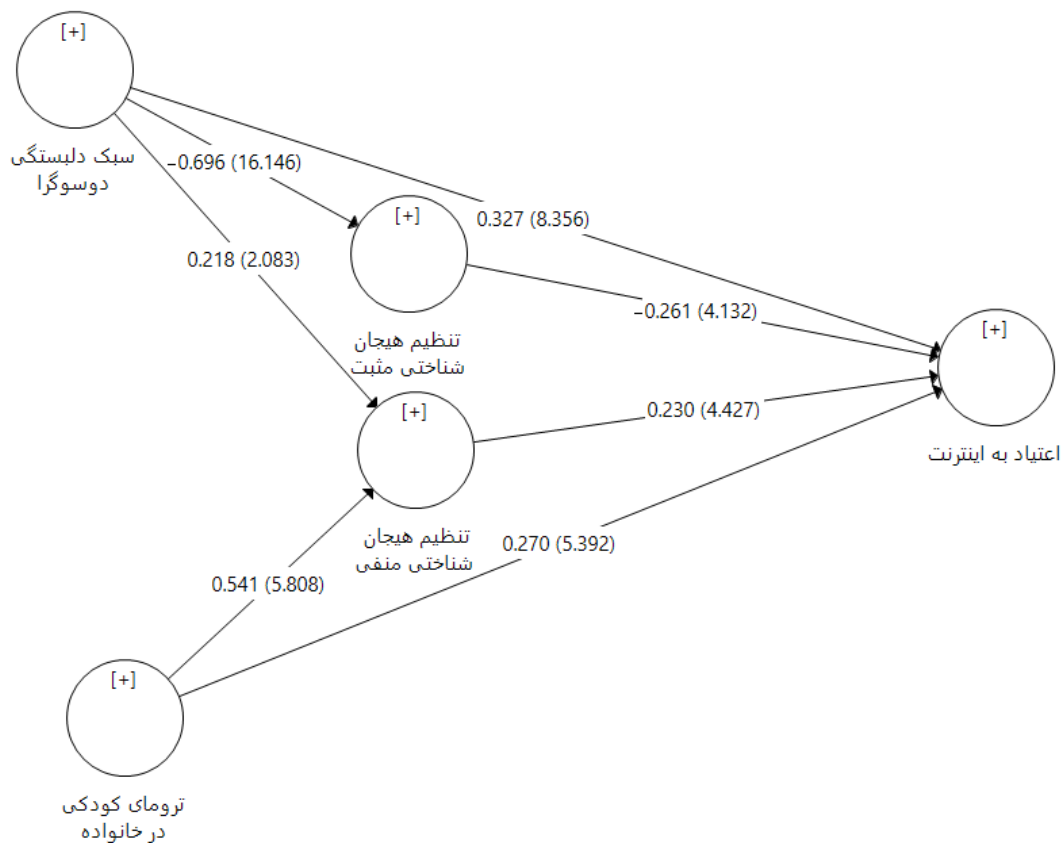
نتایج نشان داد که نقش میانجی تنظیم شناختی هیجان (مثبت و منفی) در تأثیر رابطه سبک ساختاری دل‌بستگی با اعتیاد به اینترنت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است $[P-Value \leq 0.05]$. همچنین نقش واسطه‌ای تنظیم شناختی هیجان (مثبت و منفی) در رابطه بین ترومای کودکی بر اعتیاد به اینترنت در بین نوجوانان در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است $[P-Value \leq 0.05]$. بر همین اساس مدل نهایی نتایج از قرار زیر شد.

جدول ۱. شاخص‌های مرکزی، پراکندگی و توزیع عوامل

Sig	کلموگرف - اسمیرنوف	انحراف معیار	میانگین	متغیر
۰/۰۰۱	۳/۲۵	۷/۸۷	۶۵/۱۱	ترومای کودکی
۰/۰۰۱	۳/۴۱	۱۶/۸۶	۵۲/۰۹	اعتیاد به اینترنت
۰/۰۰۱	۳/۷۳	۵/۷۲	۲۵/۴۴	دل‌بستگی (اضطرابی و اجتنابی)
۰/۰۰۱	۳/۹۰	۱۰/۶۵	۵۸/۳۰	تنظیم هیجان مثبت
۰/۰۰۱	۲/۲۳	۱۱/۹۹	۳۹/۱۲	تنظیم هیجان منفی

جدول ۳. روابط و اثر مستقیم و غیر مستقیم متغیرها

نتیجه	Sobel	P-Value	آماره t	ضریب مسیر (β)	مسیر
تأیید	۲/۳۸				سبک دل‌بستگی → تنظیم هیجان مثبت → اعتیاد به اینترنت
-	-	۰/۰۰۱	۲/۰۸	۰/۲۱	اثر مستقیم
تأیید	۲/۳۸	۰/۰۰۱	۲/۳۸	-۰/۰۸	اثر غیرمستقیم
-	-	۰/۰۰۱	۲/۶۰	۰/۱۳	اثر کل
تأیید	۲/۵۶				سبک دل‌بستگی → تنظیم هیجان منفی → اعتیاد به اینترنت
-	-	۰/۰۰۱	۲/۰۸	۰/۲۱	اثر مستقیم
تأیید	۲/۵۶	۰/۰۰۱	۲/۵۶	۰/۰۵	اثر غیرمستقیم
-	-	۰/۰۰۱	۲/۶۰	۰/۲۶	اثر کل
تأیید	۲/۲۱				ترومای کودکی → تنظیم هیجان مثبت → اعتیاد به اینترنت
-	-	۰/۰۰۱	۵/۸۰	۰/۵۴	اثر مستقیم
تأیید	۲/۲۱	۰/۰۳	۲/۲۱	۰/۱۴	اثر غیرمستقیم
-	-	۰/۰۰۱	۴/۱۰	۰/۴۰	اثر کل
تأیید	۲/۱۰				ترومای کودکی → تنظیم هیجان منفی → اعتیاد به اینترنت
-	-	۰/۰۰۱	۵/۸۰	۰/۵۴	اثر مستقیم
تأیید	۲/۱۰	۰/۰۳	۲/۱۰	۰/۱۴	اثر غیرمستقیم
-	-	۰/۰۰۱	۴/۱۰	۰/۶۸	اثر کل



شکل ۱. معناداری ضرایب مسیر

• بحث

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر ساختاری سبک دلبستگی (اضطرابی و اجتنابی) و ترومای کودکی در خانواده بر اعتیاد به اینترنت با میانجی‌گری تنظیم شناختی هیجان بود. نتایج نشان داد که سبک دلبستگی نایمن (به‌ویژه نوع اضطرابی) و ترومای کودکی (به‌ویژه سوءاستفاده عاطفی و بی‌توجهی) با اعتیاد به اینترنت رابطه مثبت و معناداری دارند و تنظیم شناختی هیجان نقش میانجی در این روابط ایفا می‌کند. یافته‌های پژوهش نشان داد که سبک دلبستگی نایمن، به‌ویژه نوع اضطرابی، با اعتیاد به اینترنت رابطه مثبت و معناداری دارد. این نتیجه با یافته‌های خانزاده و شریف (۲۰۲۴) همسو است که گزارش کردند ۲۲/۷ درصد از دانشجویان با دلبستگی نایمن به رسانه‌های اجتماعی اعتیاد داشتند و سبک دلبستگی اضطرابی ارتباط قوی‌تری با این رفتار نشان داد. کرم و همکاران (۲۰۲۰) نیز نشان دادند که سبک‌های دلبستگی نایمن (اضطرابی و اجتنابی) با افزایش احتمال اعتیاد به اینترنت مرتبط هستند، درحالی‌که دلبستگی ایمن به‌عنوان عامل محافظتی عمل می‌کند. همچنین، اچنبرگ و همکاران (۲۰۱۷) در مدل استفاده جبرانی از اینترنت پیشنهاد کردند که افراد با دلبستگی نایمن از اینترنت برای جبران کمبودهای روابط واقعی استفاده می‌کنند. این یافته‌ها را می‌توان براساس نظریه دلبستگی بالبی (۱۹۵۸) تبیین کرد که بیان می‌کند افراد با دلبستگی نایمن، به‌ویژه نوع اضطرابی، به‌دلیل ناتوانی در تنظیم هیجانات، به رفتارهای اعتیادی مانند استفاده بیش از حد از اینترنت گرایش دارند. افراد با دلبستگی اضطرابی به دلیل ترس از طردشدن و نیاز به تأیید، به تعاملات آنلاین روی می‌آورند تا نیازهای عاطفی خود را جبران کنند.

همچنین نتایج پژوهش نشان داد که ترومای کودکی، به‌ویژه سوءاستفاده عاطفی و بی‌توجهی، با اعتیاد به اینترنت رابطه مثبت و معناداری دارد. این یافته با نتایج چادهاری و همکاران (۲۰۲۴) همخوانی دارد که ارتباط بین تجارب منفی کودکی و اعتیاد به اینترنت را تأیید کردند. تانگ و همکاران (۲۰۲۴) در یک فراتحلیل نشان دادند که ترومای کودکی با اعتیاد به اینترنت در نوجوانان رابطه قوی دارد. شنگ و همکاران (۲۰۲۲) نیز بی‌توجهی عاطفی را شایع‌ترین نوع تروما (۵۵ درصد) گزارش کردند که با اعتیاد به اینترنت مرتبط است. همچنین، دانگ و همکاران (۲۰۲۳) شیوع ۴۵/۶ درصد اعتیاد به اینترنت را در دانش‌آموزان با ترومای کودکی گزارش کردند. ازمنظر روان‌شناختی، ترومای کودکی می‌تواند توانایی مدیریت هیجانات منفی را مختل کند، که به استفاده اجباری از اینترنت به‌عنوان مکانیسم مقابله‌ای منجر می‌شود (شنگ و همکاران، ۲۰۲۲). افراد با سابقه تروما ممکن است از اینترنت برای فرار از خاطرات دردناک یا کاهش

اضطراب و افسردگی استفاده کنند. این پژوهش با تمرکز بر دانش‌آموزان دختر و بررسی انواع خاص تروما (سوءاستفاده عاطفی و بی‌توجهی)، به یافته‌های پیشین عمق بیشتری بخشیده و بر اهمیت مداخلات متمرکز بر تروما تأکید دارد.

همین‌طور، نتایج نشان داد که تنظیم شناختی هیجان (مثبت و منفی) نقش میانجی معناداری در رابطه بین سبک دلبستگی و ترومای کودکی با اعتیاد به اینترنت ایفا می‌کند. این یافته با نتایج وانگ و همکاران (۲۰۱۹) همسو است که نشان دادند راهبردهای تنظیم هیجانی ناسازگار، رابطه بین دلبستگی اضطرابی و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی را تقویت می‌کنند. الهالال و همکاران (۲۰۲۰) گزارش کردند که تنظیم هیجانی ناکارآمد، رابطه بین ترومای کودکی و اختلال‌های روانی مانند اضطراب را میانجی‌گری می‌کند، که می‌تواند به رفتارهای اعتیادی منجر شود. لی و همکاران (۲۰۲۵) نیز نشان دادند که اضطراب به‌عنوان میانجی، رابطه بین سوءاستفاده عاطفی و اعتیاد به اینترنت را تقویت می‌کند. ژو و همکاران (۲۰۲۰) نیز نقش میانجی دلبستگی اضطرابی و روابط بین‌فردی را در رابطه بین تجارب منفی کودکی و اعتیاد به تلفن همراه تأیید کردند. از منظر تبیینی، سبک دلبستگی اضطرابی و ترومای کودکی با مختل کردن سیستم‌های تنظیم هیجان، افراد را به استفاده از استراتژی‌های ناکارآمد مانند خودسرزنش یا نشخوارگری سوق می‌دهند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). این استراتژی‌ها شدت هیجانات منفی را افزایش داده و اینترنت را به‌عنوان پناهگاهی برای تسکین موقت جذاب می‌سازند. از منظر عصبی-زیستی، تروما و دلبستگی نایمن با فعال‌سازی بیش‌از حد محور هیپوتالاموس-هیپوفیز-آدرنال (HPA) و افزایش کورتیزول، توانایی مدیریت استرس را کاهش می‌دهند و وابستگی به اینترنت را از طریق فعال‌سازی سیستم پاداش مغز تقویت می‌کنند (ژو و همکاران، ۲۰۲۰). این پژوهش با تأکید بر نقش میانجی تنظیم شناختی هیجان، به درک عمیق‌تری از مکانیزم‌های زیربنایی اعتیاد به اینترنت کمک کرده است.

• نتیجه‌گیری

در مجموع، این پژوهش شواهد ارزشمندی ارائه می‌دهد که نشان می‌دهد تنظیم هیجان می‌تواند ابزاری مؤثر برای بهبود، سبک دلبستگی و ترومای کودکی و اعتیاد به اینترنت باشد. تنظیم شناختی هیجان با تعدیل شدت هیجانات منفی ناشی از تروما و دلبستگی نایمن، خطر اعتیاد به اینترنت را افزایش می‌دهد و مداخلات درمانی متمرکز بر بهبود استراتژی‌های تنظیم هیجان، مانند بازنگری شناختی، می‌تواند این رابطه را تضعیف کنند. پژوهش با محدودیت‌هایی مانند تمرکز صرف بر دانش‌آموزان دختر دبیرستانی تهران، ماهیت همبستگی مطالعه، استفاده از ابزارهای خودگزارشی و نبود بررسی متغیرهای مداخله‌گر مانند حمایت اجتماعی یا فشار همسالان مواجه بود، که تعمیم‌پذیری و استنباط علی نتایج را محدود می‌کند. برای پژوهش‌های آینده، پیشنهاد می‌شود مطالعات طولی برای بررسی روابط علی، نمونه‌گیری متنوع‌تر شامل پسران و مناطق مختلف، روش‌های کیفی و ارزیابی متغیرهای مداخله‌گر و ابزارهای جدید انجام شود. در حوزه کاربردی، مداخلات درمانی مانند درمان شناختی-رفتاری و متمرکز بر تروما، تقویت دلبستگی ایمن و آموزش تنظیم هیجانی برنامه‌های پیشگیری در مدارس، سیاست‌گذاری برای کاهش بذر رفتاری با کودکان و تقویت حمایت خانوادگی و اجتماعی توصیه می‌شود تا اثرات تروما کاهش یافته و از اعتیاد به اینترنت پیشگیری شود؛ این رویکردها می‌توانند سلامت روانی نوجوانان را بهبود بخشیده و پیامدهای منفی آنرا کاهش دهند.

• تعارض منافع

نویسندگان این پژوهش اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافی ندارند.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان پژوهش حاضر از تمامی کسانی که صمیمانه در پژوهش شرکت داشتند، کمال تشکر و قدردانی را دارند.

• منابع

ابراهیمی، حجت‌الله؛ دژکام، محمود و ثقه‌الاسلام، طاهره. (۱۳۹۲). تروماهای دوره کودکی و اقدام به خودکشی در بزرگسالی. *مجله روان پزشکی و روان‌شناسی بالینی*، ۱۹(۴)، ۲۸۲-۲۷۵.

<https://core.ac.uk/outputs/33096056>

- حسن‌زاده، رمضان؛ صالحی، محمد؛ رضایی کیاسری، علیرضا. (۱۳۸۹). رابطه استفاده افراطی از تکنولوژی (اعتماد به اینترنت و SMS) و وضعیت آموزشی و روانی دانش‌آموزان. *فصل‌نامه روان‌شناسی تربیتی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن*، ۱(۳)، ۶۹-۸۱. <https://sanad.iau.ir/fa/Article/953689?FullText=FullText>
- زارع، حسین؛ سلگی، زهرا (۱۳۹۱). بررسی رابطه راهبردهای تنظیم شناختی هیجان با افسردگی، اضطراب و استرس در دانشجویان. *پژوهش در سلامت روان‌شناختی*، ۶(۳)، ۱۹-۲۹. <https://rph.khu.ac.ir/article-1-1524-fa.html>
- عطاری، یوسف‌علی؛ عباسی سرچشمه، ابوالفضل؛ مهربانی‌زاده هنرمند، مهناز. (۱۳۸۵). روابط ساده و چندگانه نگرش مذهبی، خوش‌بینی و سبک‌های دل‌بستگی با رضایت زناشویی در دانشجویان مرد متأهل دانشگاه شهید چمران اهواز. *مجله علوم تربیتی و روان‌شناسی*، ۱۳، ۹۲-۱۱۰. <https://alefbalib.com/index.aspx?pid=6&ID=87735&Complete=1&CBNID>
- موسوی، سیدولی اله. (۱۳۹۹). شیوع اعتیاد به اینترنت و وضعیت استفاده از شبکه‌های اجتماعی مجازی در نوجوانان و جوانان ایرانی در سال ۱۳۹۷. *مجله طب نظامی*، ۲۲(۳)، ۲۸۱-۲۸۸. <https://search.ricest.ac.ir/inventory/8/1176736.htm>
- Alavi, S. S., Jannatifard, F., Eslami, M., & Rezapour, H. (2011). Survey on validity and reliability of Internet Addiction Test among university students in Iran. *Journal of Fundamentals of Mental Health*, 13(49), 56-67.
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, 30(2), 217-237
- Alhalal, E., Halabi, R., & Alhamad, S. (2020). Emotion regulation as a mediator in the relationship between early life stress and mental health among Syrian refugees. *Translational Psychiatry*, 10(1), 1-11. <https://doi.org/10.1038/s41398-020-01062-3>
- Barclay, D., Higgins, C., & Thompson, R. (1995). The Partial Least Squares (PLS) Approach to Causal Modeling: Personal Computer Adoption and Use as an Illustration. *Technology Studies*, 2(2), 285-309.
- Bernstein, D. P., Stein, J. A., Newcomb, M. D., Walker, E., Pogge, D., Ahluvalia, T., ... & Zule, W. (2003). Development and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire. *Child abuse & neglect*, 27(2), 169-190. [https://doi.org/10.1016/s0145-2134\(02\)00541-0](https://doi.org/10.1016/s0145-2134(02)00541-0)
- Bouragui, K. E., Wauthia, E., Simon, A., & Rossignol, M. (2017). Processing of Emotional Facial Expressions (EFE) in Pediatric Anxiety: Are Child Faces More Noteworthy than Adult Faces. *Acta Psychopathol*, 3(4), 34.
- Bowlby, J. (1958). The nature of the child's tie to his mother. *The International Journal of Psycho-Analysis*, 39(5), 350-373. <https://psycnet.apa.org/record/1959-02674-001>
- Chaudhary, P., Gupta, S., & Gupta, R. (2024). Association between adverse childhood experiences and internet addiction: A cross-sectional study. *Global Mental Health*, 1, 100060. <https://doi.org/10.1016/j.glmedi.2024.100060>
- Chemnad, K., Al-Shafi, M., & Ali, R. (2023). Adolescents' internet addiction: Does it all begin with their environment? *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 17(1), 87. <https://doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237>
- Dong, X., Zhang, R., Zhornitsky, S., & Le, T. M. (2023). Influence of childhood trauma on adolescent internet addiction: A moderated mediation model. *World Journal of Psychiatry*, 13(12), 1133-1142. <https://doi.org/10.5498/wjp.v13.i12.1133>
- Eichenberg, C., Schott, M., Decker, O., & Sindermann, C. (2017). Attachment style and internet addiction: An online survey. *Journal of Medical Internet Research*, 19(5), Article e170. <https://doi.org/10.2196/jmir.6694>
- Fu, S., Cai, Z., Lim, E. T., Liu, Y., Tan, C. W., Lin, Y., & Deng, S. (2023). Unraveling the effects of mobile application usage on users' health status: Insights from conservation of resources theory. *Journal of the Association for Information Systems*, 24(2), 452-489.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual differences*, 30(8), 1311-1327.
- Karam, J., Moustafa, A., Malaeb, D., Saadeh, D., & Obeid, S. (2020). Attachment styles and addictions in Lebanese adolescents: A call for further investigation. *BMC Psychology*, 8, 40. <https://doi.org/10.1186/s40359-020-00404-6>
- Khanzadeh, A., & Sharif, S. (2024). Social media addiction: Associations with attachment style, mental health, and personality traits in a representative student sample. *BMC Psychiatry*, 24, 246. <https://doi.org/10.1186/s12888-024-05709-z>
- Kheirallah, K. A., AlSayegh, A. H., Al-Hasan, T. M., & Zobayen, H. A. (2020). Attachment style and addictions among Lebanese adolescents: A national study. *BMC Psychology*, 8(1), 44.
- Kumar, M., & Mondal, A. (2018). A study on internet addiction and its relation to psychopathology and self-esteem among college students. *Industrial Psychiatry Journal*, 27(1), 61-66. https://doi.org/10.4103/ipj.ipj_61_17
- Kuss, D. J., & Griffiths, M. D. (2019). Addiction to social media and attachment styles: A systematic literature review. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 17(4), 1026-1042. https://doi.org/10.4103/ipj.ipj_61_17
- Li, J., Zhang, Y., & Wang, L. (2025). Physical and emotional abuse with internet addiction and anxiety: A cross-sectional study. *Scientific Reports*, 15(1), 1-9. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-85943-x>

- Montag, C., Becker, B., & Gan, C. (2019). The multipurpose application WeChat: a review on recent research. *Frontiers in psychology*, 9, 2247. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02257>
- Sheng, J., Wang, Y., & Wang, Q. (2022). Internet addiction and childhood trauma in adolescents: The mediating role of social support. *Frontiers in Psychology*, 13, 996086.
- Sheppes, G., Suri, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation and psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*, 11, 379-405.
- Simpson, E. G., Vannucci, A., & Ohannessian, C. M. (2018). Family functioning and adolescent internalizing symptoms: A latent profile analysis. *Journal of Adolescence*, 64, 136-145.
- Tang, W., Zhang, X., & Chen, Y. (2024). The relationship between childhood trauma and internet addiction in adolescents: A meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions*, 13(1), 1–12.
- Wang, J., Chen, Y., & Zhang, L. (2019). Adult attachment style, emotion regulation, and social networking sites addiction. *Frontiers in Psychology*, 10, 2352. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02352>
- Young, K. S. (2007). *Caught in the Net: How to Recognize the Signs of Internet Addiction—and a Winning Strategy for Recovery*.
- Zhou, Y., Li, D., & Jia, J. (2020). Adverse childhood experiences and mobile phone addiction: The roles of attachment and interpersonal relationships. *Frontiers in Psychology*, 11, 834. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00834>

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقی در دانشجویان ایرانی Psychometric Properties of the Short Grit Scale among Iranian University Students

Elham Kooshki, PhD.

Zeinab Ekramiyan, MSc[✉]

Fatemeh Almasi, PhD Student

الهام کوشکی^۱

زینب اکرامیان^۲

فاطمه الماسی^۱

Abstract

Grit, as a strength of character and positive psychological trait, encompasses great effort, deep commitment and interest in achieving goals over long periods of time despite setbacks, failure and adversity. Therefore, this paper had the aim of adapt and validate the Grit-S Scale in a university student's population. In this correlational study, 320 students (160 male and 160 female) who were selected using the convenience sampling method, were answered the Grit-S Scale (G-SS), the Emotion Cognition Regulation Questionnaire-Revised (ECRQ-R), the Stress Appraisal Measure-Revised (SAM-R) and the Scales of Psychological Well-being (SPW). The results of confirmatory factor analysis showed that the two-factor structure of Grit-S Scale including perseverance of effort and consistency of interest best fitted the data. Also, a multi-group CFA supported the structure as invariant across genders. Convergent evidence for the scores of grit dimensions were demonstrated through significant correlations with adaptive and maladaptive emotion cognition regulation strategies, cognitive appraisals and psychological well-being. Cronbach's alpha for the perseverance of effort and consistency of interest subscales was 0/92 & 0/87, respectively. In sum, the results demonstrated that the Grit-S had sound validity and reliability among Iranian students. The results of this study also provide confidence in using the grit measurement among Iranian students in the future.

Keywords: Grit, Iranian Students, Invariance, Psychometric Properties, Scale Validation.

چکیده

پرتاقی به مثابه یک نیرومندی منشی و یک ویژگی روان‌شناختی مثبت شامل تلاش زیاد، تعهد و علاقه‌ای شدید به حصول هدف‌ها در درازمدت با وجود شکست‌ها و نامایمات اشاره می‌کند. این پژوهش با هدف تحلیل روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقی در دانشجویان ایرانی انجام شد. در این پژوهش همبستگی، ۳۲۰ دانشجوی کارشناسی (۱۶۰ دختر و ۱۶۰ پسر) مشارکت کردند. مشارکت‌کنندگان به نسخه کوتاه مقیاس پرتاقی نسخه کوتاه پرسشنامه نظم‌بخشی شناختی هیجان (داکوورث و اسکریس وینکلر، ۲۰۱۵) نسخه تجدیدنظرشده مقیاس ارزیابی استرس روورلی و همکاران، ۲۰۰۵) و مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی (ریف، ۱۹۹۸) پاسخ دادند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی از ساختار دوعاملی مقیاس پرتاقی شامل استمرار تلاش و پیگیری علاقه، به‌طور تجربی، حمایت کرد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی نیز از هم‌ارزی جنسی ساختار عاملی، به‌طور تجربی، حمایت کرد. نتایج مربوط به همبستگی بین وجوه پرتاقی با راهبردهای نظم‌بخشی شناختی هیجان، ارزیابی‌های شناختی و مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی، شواهدی متقنی در دفاع از روایی همگرایی این مقیاس فراهم آورد. ضرایب همسانی درونی زیرمقیاس‌های استمرار تلاش و پیگیری علاقه به ترتیب برابر با ۰/۹۲ و ۰/۸۷ به دست آمد. نتایج نشان داد که مقیاس پرتاقی در بین دانشجویان ایرانی از روایی و اعتبار مناسبی برخوردار بود و محققان می‌توانند از این ابزار برای سنجش خصیصه پرتاقی در دانشجویان ایرانی استفاده کنند.

واژه‌های کلیدی: اعتباریابی مقیاس، پرتاقی، تغییرناپذیری، دانشجویان ایرانی، ویژگی‌های روان‌سنجی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۱۰/۲۴ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۵/۱۲

۱. دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۲. دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

سالیان زیادی محققان مختلف کوشیده‌اند با تأکید بر توان تبیینی سازه‌هایی شناختی مانند هوشبهر شناختی، تمایز یافتگی در تحقق تجارب موفقیت‌آمیز افراد را در موقعیت‌های پیشرفت مختلف، توضیح دهند (دادجو و همکاران، ۱۴۰۲). اگرچه، انکار ظرفیت تفسیری این سازه‌های شناختی در تبیین پیشرفت افراد ناممکن است، اما این واقعیت که افراد بسیاری بوده‌اند که با وجود هوشبهری کمتر از دیگران و البته، به دلیل برخورداری از برخی کیفیات غیرشناختی، توانسته‌اند خالق تجاربی شگرف باشند نیز غیرقابل انکار است (سجادی نژاد و اکبری چرمهینی، ۱۴۰۱). در طی سال‌های گذشته محققان مختلف و به‌طور ویژه متخصصان تربیتی کوشیده‌اند با اخذ رویکردی واقع‌نگرانه به معنایابی برای مفهوم موفقیت و گستراندن حدود آن از تحدید در مرزهای کمی‌نگر بر نقش تبیینی گروه وسیعی از سازه‌های غیرشناختی مانند آمایه‌های ذهنی (کورمیر، دان و دان، ۲۰۱۹)، خودکنترلی (کانانجارا و همکاران، ۲۰۲۰) و تاب‌آوری (کالو و همکاران، ۲۰۱۹)، تأکید کنند. یکی از این سازه‌های غیرشناختی که در خلال سال‌های اخیر محققان مختلف کوشیده‌اند بر مشخصه‌های گُنشی آن در موقعیت‌های تحصیلی تأکید کنند، پرتاقتی نام دارد (دیساباتو، گودمان و کشادان، ۲۰۱۸). طبق دیدگاه داکورث و همکاران (۲۰۰۷)، پرتاقتی بیانگر پشتکار و اشتیاق‌مندی برای حصول هدف‌های بلندمدت است. او خاطر نشان می‌سازد که پرتاقتی بر تلاشی جدی برای رویارویی با چالش‌ها، حفظ تلاش و علاقه‌مندی در طول سال‌ها به رغم تجارب ناکام‌کننده و فلات در پیشرفت، دلالت دارد. فقیه‌رمضان و همکاران (۲۰۲۲)، در این نظام مفهومی، پرتاقتی از دو زیرمولفه تداوم تلاش و پیگیری علاقه تشکیل شده است. همچنین، داکورث و همکاران (۲۰۰۷) بر اهمیت استقامت در معناگری پرتاقتی تأکید می‌کند و یک فرد «پرتاقت (gritty)» را فردی می‌داند که پیشرفت و موفقیت خود را به‌جای دوی سرعت (sprint)، به‌عنوان یک ماراتن، در نظر می‌گیرد.

نتایج مطالعات مختلف نشان داده‌اند که پرتاقتی به مثابه یک سازه انگیزشی برآمده از آموزه‌های روان‌شناسی مثبت با زایایی و مشغولیت تحصیلی، پیشرفت تحصیلی، انگیزش تحصیلی، استقامت ورزیدن در مواجهه با تکالیف چالش‌انگیز، کنش‌وری تحصیلی، میزان ساعات مطالعه، راهبردهای یادگیری، ارزش‌گذاری برای تکالیف و جهت‌گیری هدفی، تداوم و حصول آموزش‌های مربوط به دوره‌های تحصیلات تکمیلی و ابقای یادگیرندگان در فرایند آموزش رابطه نشان می‌دهد (مونکس و همکاران، ۲۰۱۷؛ هوتشانادیل و فینامور، ۲۰۱۵؛ اوانیل، بویارس و رایلی، ۲۰۱۹). علاوه بر این، همراه با گسترش مطالعات بعدی پیرامون پرتاقتی، نتایج مطالعات مختلف نشان دادند که پرتاقتی به‌طور مثبتی با خودکنترلی، تاب‌آوری، شادکامی، رضامندی و احساس تعلق، تعهدمندی نسبت به هدف، بهزیستی روان‌شناختی و ذهنی، خودارزشمندی و خودکارآمدی، عزت نفس، آمایه ذهنی رشدی‌نگر، تداوم اشتیاق‌مندی و لذت در زندگی، سلامت روانی بالاتر، ثبات هیجانی در مواجهه با رخداد‌های منفی و استرس‌زای زندگی و احساس معنا در زندگی، رابطه دارد (ستورمان و زابالایمی، ۲۰۱۷؛ ویسکریچ، ۲۰۱۸؛ جین و کیم، ۲۰۱۷؛ بلالاک و همکاران، ۲۰۱۵).

تعدد همبسته‌های مفهومی و گستردگی دامنه شمول مشخصه‌های گُنشی سازه پرتاقتی به مثابه یک ویژگی انگیزشی سبب شده است که سنجش آن و واری و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌های متفاوت مقیاس پرتاقتی در گروه‌های مختلف در کانون توجه محققان قرار گیرد (کوماری و شیریان، ۲۰۲۲؛ دیجکسما و همکاران، ۲۰۲۱؛ هی و همکاران، ۲۰۲۱؛ داکورث و کوین، ۲۰۰۹؛ ارکو تیرادو، فرناندیز مارتن و هویل، ۲۰۱۸؛ فان زیل، اولکرز و رول، ۲۰۲۰). در پژوهش داکورث و کوین (۲۰۰۹) که با هدف توسعه و واری روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی انجام شد نتایج تحلیل عاملی، موافق با ساختار عاملی نسخه اصلی مقیاس پرتاقتی، از ساختار دو عاملی مقیاس شامل تداوم تلاش و پیگیری علاقه، در گروه‌های نوجوان و بزرگسال، به‌طور تجربی حمایت کرد. علاوه بر این، در پژوهش داکورث و کوین (۲۰۰۹) در بین گروه‌های مختلف نوجوان و بزرگسال، شواهد متقنی در دفاع از روایی ملاکی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی، به‌دست آمد. در پژوهش هی و همکاران (۲۰۲۱) نتایج تحلیل عاملی تأییدی، تحلیل همبستگی پیرسون، تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی و تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، از مشخصه‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی در پرستاران به‌طور تجربی حمایت کرد. در پژوهش سوردیا و مارتسکویشویلی (۲۰۲۰) نتایج روایی عاملی نسخه گرجستانی مقیاس پرتاقتی نشان داد که ساختار عاملی این مقیاس از دو عامل تداوم تلاش و پیگیری علاقه تشکیل شده است. علاوه بر این، در پژوهش سوردیا و مارتسکویشویلی

(۲۰۲۰)، رابطه بین پرتاقتی با پنج عامل بزرگ شخصیت، فعالیت‌های خلاقانه، پیشرفت‌های خلاقانه و بهزیستی روان‌شناختی مشارکت‌کنندگان نشان داد که نسخه گرجستانی مقیاس پرتاقتی، از روایی سازه برخوردار بود.

تحلیل روان‌سنجی نسخه‌های زبانی مختلف مقیاس پرتاقتی در نمونه‌های چینی (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ لی و همکاران، ۲۰۱۶)، لهستانی (ویسزینسکا، ۲۰۱۷)، آلمانی (اسمیت و همکاران، ۲۰۱۷)، مکزیکی (مارینتیس کاستیلو، زاماریا و کاستیلو، ۲۰۱۹) ترکیه‌ای (هکتانیر و همکاران، ۲۰۱۶)، فیلیپینی (داتو و همکاران، ۲۰۱۵؛ داتو و همکاران، ۲۰۱۷)، هندی (بری و شارما، ۲۰۱۹)، چکسلواکیایی (شمیدت، سودزینا و بوتیک، ۲۰۲۱)، عربی (عبداللهی، ۲۰۲۳؛ اربیاتامانیل و خین، ۲۰۱۷) و البته، تلاش هدف‌گذاری شده این محققان برای اطلاع از ویژگی‌های کارکردی سازه پرتاقتی به مثابه یک ویژگی مثبت در موقعیت‌های مختلف، سبب می‌شود که واریسی مشخصه‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس پرتاقتی در نمونه نوجوانان ایرانی نیز در اولویت قرار گیرد. لذا، این پژوهش با هدف تحلیل ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی در نوجوانان ایرانی انجام شد.

• روش

این پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. در این پژوهش، جامعه آماری شامل تمامی دانشجویان کارشناسی دانشگاه شهید بهشتی در نیمسال اول سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بودند. نمونه آماری پژوهش نیز شامل ۳۲۰ دانشجو (۱۶۰ دختر و ۱۶۰ پسر) بودند که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، انتخاب شدند. در این پژوهش، تعداد ۳۲ دانشجو (۱۰ درصد) از دانشکده علوم شیمی و نفت، ۳۹ دانشجو (۱۲/۲ درصد) از دانشکده مهندسی و علوم کامپیوتر، ۴۰ دانشجو (۱۲/۵ درصد) از دانشکده معماری و شهرسازی، ۴۳ دانشجو (۱۳/۴۳ درصد) از دانشکده حقوق، ۵۰ دانشجو (۱۵/۶۲) از دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، ۳۷ دانشجو (۱۱/۵۶ درصد) از دانشکده علوم و فناوری زیستی، ۴۵ دانشجو (۱۴/۰۶ درصد) از دانشکده علوم و فناوری زیستی و ۳۴ دانشجو (۱۰/۶۲) از دانشکده مدیریت و حسابداری انتخاب شدند. همسو با منطق پیشنهادی کلاین (۲۰۱۶) در این پژوهش، به تفکیک برای هر یک از دو گروه دانشجویان دختر و پسر، به ازای هر ماده از نسخه کوتاه ۸ ماده‌ای مقیاس، تعداد ۲۰ مشارکت‌کننده انتخاب شدند. در مرحله غربالگری داده‌ها، هیچ یک از مشارکت‌کنندگان حذف نشدند.

• ابزارها

الف. نسخه کوتاه پرسشنامه نظم‌بخشی شناختی هیجان (emotion cognition regulation questionnaire-revised- ECRQ-R): نخستین بار گارنفسکی و همکاران (۲۰۰۱) به منظور سنجش ابعاد شناختی نظم‌بخشی هیجان نسخه اصلی پرسشنامه نظم‌بخشی شناختی هیجان دربرگیرنده ۳۶ ماده و ۹ مقیاس خودسرزنش‌گری، پذیرش، نشخوارگری، بازتمرکز مثبت، برنامه‌ریزی مجدد بازارزیابی مثبت دیدگاه‌گیری، فاجعه‌سازی و دگرسرزنش‌گری توسعه داده شد. مشارکت‌کنندگان به هر ماده روی یک طیف پنج‌درجه‌ای (از ۱ هرگز تا ۵ همیشه) پاسخ می‌دهند. ویژگی‌های فنی پرسشنامه نظم‌بخشی شناختی هیجان روی نمونه‌های مختلف آزمون و تأیید شده است (دی ایگرمونتا، واندرلندن، ۲۰۰۷) در مطالعه حسین‌آبادی و شکری (۲۰۱۶)، ضرایب همسانی درونی نسخه کوتاه پرسشنامه نظم‌بخشی شناختی هیجان برای زیرمقیاس‌های چندگانه در بازه ۰/۵۵ تا ۰/۷۵ به دست آمده است. در این مطالعه، ضریب همسانی درونی زیرمقیاس‌های خودسرزنش‌گری، نشخوارگری، بازتمرکز مثبت، پذیرش، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی، دیدگاه‌گیری، بازارزیابی مثبت، فاجعه‌سازی و دیگرسرزنش‌گری به ترتیب برابر با ۰/۷۸، ۰/۷۹، ۰/۷۸، ۰/۸۲، ۰/۸۳، ۰/۷۹، ۰/۷۸، ۰/۸۱ و ۰/۸۳ به دست آمد.

ب. نسخه تجدیدنظرشده مقیاس ارزیابی استرس (stress appraisal measure- revised SAM-R): پیکاک و وانگ (۱۹۹۰) براساس الگوی تبدلی استرس (فولکمان و لازاروس، ۱۹۸۵) و به منظور اندازه‌گیری فرایندهای ارزیابی شناختی در رویارویی با تجارب استرس‌زا، مقیاس ارزیابی استرس را توسعه دادند. در نسخه اصلی این مقیاس، ارزیابی شناختی به صورت چندوجهی اندازه‌گیری می‌شود. در این مقیاس، مشارکت‌کنندگان به ۲۴ ماده روی یک طیف پنج‌درجه‌ای از هرگز (۰) تا بیشتر وقت‌ها (۴) پاسخ می‌دهند. در مطالعه راولی و همکاران (۲۰۰۵) ضرایب همسانی درونی برای مقیاس‌های چالش، تهدید و منابع به ترتیب برابر با ۰/۷۹، ۰/۸۱ و ۰/۷۹ به دست آمد. در مطالعه شکری و همکاران (۲۰۱۷)، نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی با استفاده از چرخش واریماکس نشان داد که SAM-

R از سه عامل تهدید، چالش و منابع تشکیل شده است. در پژوهش حاضر، ضرایب همسانی درونی برای مقیاس‌های تهدید، چالش و منابع به ترتیب برابر با ۰/۸۸، ۰/۸۵ و ۰/۸۴، به دست آمد.

ج. مقیاس بهزیستی روان‌شناختی (scale of psychological well-being- SPWB): ریف (۱۹۸۹) با هدف سنجش بهزیستی روان‌شناختی افراد، نسخه اصلی مقیاس بهزیستی روان‌شناختی که مشتمل بر ۸۴ ماده بود را توسعه داد. در نسخه اصلی مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی مشارکت‌کنندگان به هر ماده روی یک طیف شش درجه‌ای از کاملاً موافق (۱) تا کاملاً مخالف (۶) پاسخ می‌دهند. نسخه اصلی این ابزار شامل شش زیرمقیاس خودمختاری، تسلط محیطی، رشد فردی، ارتباط مثبت با دیگران، هدف‌مندی در زندگی و پذیرش خود است (نادی، غلامعلی‌لواسانی و قاسم‌زاده، ۱۴۰۲). نتایج مطالعات مختلف از ویژگی‌های فنی نسخه‌های مختلف مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی در گروه‌های نمونه مختلف به‌طور تجربی حمایت کرده‌اند (خانجانی و همکاران، ۲۰۱۶). در مطالعه حاضر، ضرایب همسانی درونی زیرمقیاس‌های خودمختاری، تسلط محیطی، رشد فردی، ارتباط مثبت با دیگران، هدف‌مندی در زندگی و پذیرش خود به ترتیب برابر با ۰/۶۸، ۰/۷۰، ۰/۶۷، ۰/۶۵، ۰/۷۰ و ۰/۷۱ به دست آمد.

نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی (the grit-s scale -G-SS): نسخه خودگزارش‌دهی کوتاه مقیاس پرتاقتی را برای اندازه‌گیری پشتکار و اشتیاق‌مندی صفتی افراد در تعقیب و حصول هدف‌های بلندمدت‌شان، توسعه دادند. در این نسخه، هریک از دو زیرمؤلفه تداوم تلاش و پیگیری علاقه، از طریق ۴ ماده، اندازه‌گیری می‌شود. در نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی، مشارکت‌کنندگان به هر ماده روی یک طیف پنج درجه‌ای از «هرگز درباره من صدق نمی‌کند» (۱) تا «کاملاً درباره من صدق می‌کند» (۵)، پاسخ می‌دهند. محققان مختلف در نمونه‌های متفاوتی، از ویژگی‌های فنی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی، حمایت کرده‌اند (داکوورث و کوین، ۲۰۰۹؛ بری و شارما، ۲۰۱۹؛ لی و همکاران، ۲۰۱۶؛ شمیت و همکاران، ۲۰۲۱؛ هی و همکاران، ۲۰۲۱). در پژوهش حاضر، ضرایب همسانی درونی زیرمقیاس‌های تداوم تلاش و پیگیری علاقه به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۷ به دست آمد.

• یافته‌ها

در این مطالعه، داده‌ها با استفاده از بسته‌های آماری SPSS-26 و AMOS-24 تجزیه و تحلیل شدند. پس از گردآوری داده‌ها ابتدا مفروضه‌های بهنجاری و هم‌خطی چندگانه و همچنین، داده‌های غیرعادی واریانس شدند. در این موافق با پیشنهاد تاباچنیک و فیدل (۲۰۰۷) داده‌های غیرعادی تک‌متغیری، از طریق نرمات استاندارد Z در بسته آماری SPSS، چک و نتایج نشان داد که هیچ داده دورافتاده‌ای در محدوده داده‌های گردآوری شده وجود نداشت. جدول ۱، اندازه‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار و آماره‌های چولگی و کشیدگی را برای ماده‌های نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی در دانشجویان نشان می‌دهد. نتایج مربوط به آماره‌های چولگی ($|1/14| <$) و کشیدگی ($|0/94| <$) نشان داد که هیچ‌یک از ماده‌های مقیاس، از نقاط برش پیشنهادی برای آماره‌های چولگی برابر با ۳ و کشیدگی برابر با ۸ بیشتر نبودند. بنابراین، همسو با منطق پیشنهادی کلاین (۲۰۱۶) مفروضه بهنجاری تک‌متغیری برای هریک از ماده‌های نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی رعایت شده است. علاوه بر این، در این پژوهش، به‌منظور آزمون مفروضه هم‌خطی چندگانه، از آماره‌های تحمل و عامل تورم واریانس استفاده شد. در این بخش، همسو با پیشنهاد هایر و همکاران (۲۰۱۲) از آنجاکه تمامی مقادیر مربوط به آماره تحمل بزرگتر از ۰/۱۰ و همه مقادیر آماره VIF نیز کوچکتر از ۳ بودند.

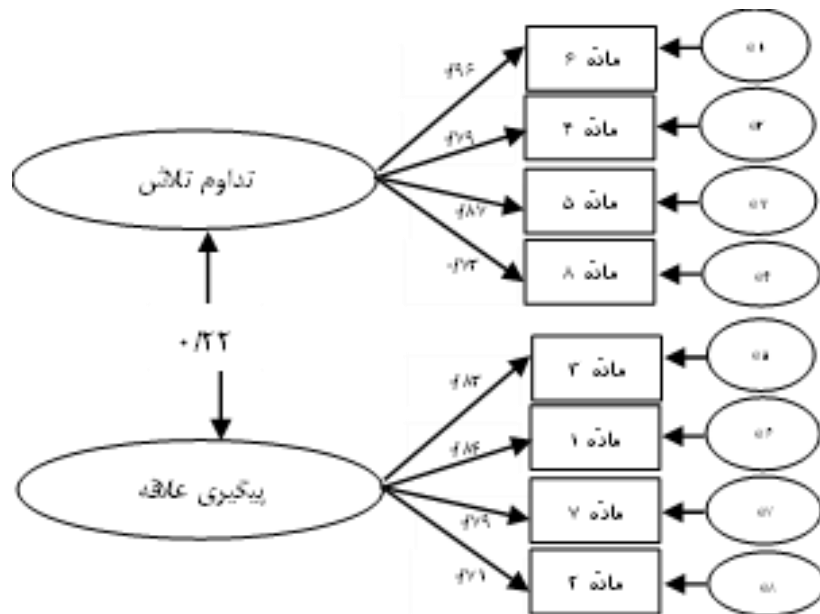
جدول ۱. انحراف معیار و آماره‌های چولگی و کشیدگی ماده‌های مقیاس پرتاقتی

ماده‌ها	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
۱. گاهی ایده‌ها و پروژه‌های جدید حواسم را از ایده‌ها و پروژه‌های قبلی، پرت می‌کند.	۳/۸۸	۱/۱۶	-۰/۸۷	-۰/۱۵
۲. شکست‌ها و موانع نمی‌توانند مرا از تعقیب هدف‌هایم، دلسرد کنند.	۳/۳۳	۱/۲۴	-۰/۴۷	-۰/۸۵
۳. مدت کوتاهی درگیر یک ایده و پروژه خاص هستم، اما بعد از مدتی نسبت به آن بی‌علاقه می‌شوم.	۳/۴۱	۱/۲۹	-۰/۴۴	-۰/۹۴
۴. فردی سخت‌کوش و پرتلاش هستم.	۳/۷۹	۰/۹۹	-۰/۸۰	۰/۳۷
۵. اغلب هدفی را تعیین می‌کنم و بعد از مدتی، هدفی دیگر را دنبال می‌کنم.	۳/۵۸	۱/۰۹	-۰/۵۴	-۰/۳۵
۶. برایم سخت است روی تکالیفی متمرکز شوم که به ثمر رساندن آنها بیش از چند ماه طول می‌کشد.	۳/۵۱	۱/۱۱	-۰/۴۶	-۰/۴۷
۷. هر کاری را که شروع کنم، تمام می‌کنم.	۳/۸۷	۱/۱۳	-۱/۱۴	۰/۷۳
۸. کوشا هستم.	۳/۶۷	۱/۰۶	-۰/۶۰	-۰/۱۹

در این بخش، به منظور ارزیابی برازندگی مدل، مدل استقلال با مدل مفروض، مقایسه شد. نتایج نشان داد که اندازه‌های نیکویی برازش برای مدل استقلال، که در آن فرض می‌شود همه متغیرها ناهمبسته‌اند، بر برازندگی ضعیفی مدل مزبور با داده‌ها، دلالت داشت ($\chi^2/df = 24/59$, $p < 0/001$, $\chi^2(28, N=320) = 688/44$). بنابراین، موافق با پیشنهاد متخصصان آماری، به منظور اطلاع از برازندگی قابل قبول مدل با داده‌ها، به طور جایگزینی از نسبت $\chi^2/df < 5$ یا $\chi^2/df < 3$ ، استفاده می‌شود (میرز، گامست و گوآرینو، ۲۰۱۶). با توجه به نبود اجماع نظر متخصصان آماری دربارهٔ اندازه‌های نیکویی برازش ترجیحی (کلاین، ۲۰۱۶)، در این پژوهش، بر اندازه‌های نیکویی برازش مختلف، عبارات خطای باقیمانده و شاخص‌های اصلاح، تأکید شد.

بر این اساس، در ادامه، با هدف آزمون مدل‌های اندازه‌گیری رقیب، ساختار تک‌عاملی ابزار سنجش نظم‌بخشی انگیزشی، واریسی شد. در این بخش، نتایج مربوط به شاخص‌های برازش مدل تک‌عاملی برای هر یک از شاخص‌های پیشنهادی میرز و همکاران (۲۰۱۶) شامل (χ^2)، (χ^2/df)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، (GFI)، ($AGFI$) و ($RMSEA$) به ترتیب برابر با ۰/۷۸، ۱۴/۶۳، ۲۹۲/۷۴، ۰/۷۳، ۰/۸۰ و ۰/۱۴ به دست آمد که بر برازش ضعیف مدل با داده‌ها دلالت دارد. در نهایت، ساختار دوبعدی مرتبه اول با شمول دو وجه پیگیری علاقه و تداوم تلاش، انتخاب و آزمون شد. نتایج مربوط به شاخص‌های برازش مدل دوعاملی برای هر یک از شاخص‌های پیشنهادی میرز و همکاران (۲۰۱۶) شامل (χ^2)، (χ^2/df)، (CFI)، (GFI)، ($AGFI$) و ($RMSEA$) به ترتیب برابر با ۱/۳۵، ۰/۵۹، ۰/۶۱، ۰/۳۰ و ۰/۳۲ به دست آمد که بر برازش ضعیف مدل با داده‌ها دلالت دارد.

نتایج شکل ۱ نشان می‌دهد که برای هر دو زیرمقیاس، جميع وزن‌های رگرسیونی از لحاظ آماری معنادارند ($P < 0/001$). در شکل ۱، ضرایب رگرسیونی برای زیرمقیاس پیگیری علاقه، بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۴ و ضرایب رگرسیونی برای زیرمقیاس تداوم تلاش، بین ۰/۷۳ تا ۰/۹۶ به دست آمد. در مطالعه حاضر، همبستگی بین زوج پیگیری علاقه و تداوم تلاش، مثبت و معنادار بود ($r = 0/22, p < 0/001$).



شکل ۱. تحلیل تاییدی ساختار دوعاملی مرتبه اول مقیاس پرتاقتی

آزمون تغییرناپذیری؛ در این بخش، برازش مطلوب الگوی خط پایه با داده‌ها از شرط اصلی برای تغییرناپذیری شکلی، به طور تجربی، حمایت کرد ($CFA = 0/979$, $GFA = 0/95$, $RMSEA = 0/053$, $\chi^2(36) = 67/64$, $p < 0/001$). نتایج نشان داد که ساختار نظری دربارهٔ بارهای عاملی در دو گروه، هم‌ارز بود. سپس، تغییرناپذیری متریک، آزمون شد. بنابراین، دو گروه از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد، محدود شدند. مقدار $\chi^2\Delta$ نشان داد که بارهای عاملی در دختران و پسران مساوی بودند [$\chi^2\Delta(6) = 7/56$, $p = 0/86$]. در ادامه، دو گروه از طریق تساوی تمامی عبارات‌های خطای آزاد، محدود شدند. مقدار $\chi^2\Delta$ نشان داد که عبارات‌های خطا در دختران و پسران مساوی بودند [$\chi^2\Delta(18) = 21/41$, $p = 0/67$]. در نهایت، برای آزمون هم‌ارزی ساختاری، دو گروه از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و

کواریانس‌های عاملی محدود شدند. مقدار χ^2 نشان داد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی برای دختران و پسران، مساوی بودند [$\chi^2(9) = 11/50, p = 0/73$].

روایی همگرا؛ نتایج مربوط به همبستگی بین ابعاد پرطاقی با راهبردهای انطباقی / ناانطباقی نظم‌بخشی، ارزیابی‌های شناختی و زیرمقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی، شواهد متقنی در دفاع از روایی همگرای مقیاس پرطاقی، فراهم آورد (جدول ۲).

جدول ۲. همبستگی پرطاقی با راهبردهای نظم‌بخشی شناختی هیجان، ارزیابی‌های شناختی و بهزیستی روان‌شناختی

پیگیری علاقه	تداوم تلاش	
۰/۴۱**	۰/۴۳**	راهبردهای انطباقی نظم‌بخشی هیجانی
-۰/۳۶**	-۰/۴۰**	راهبردهای ناانطباقی نظم‌بخشی هیجانی
-۰/۴۱**	-۰/۳۸**	ارزیابی تهدیدمحور
۰/۴۰**	۰/۳۵**	ارزیابی چالشی
۰/۳۵**	۰/۲۹**	ارزیابی از منابع
۰/۳۸**	۰/۳۵**	خودمختاری
۰/۴۲**	۰/۳۴**	تسلط محیطی
۰/۴۵**	۰/۴۰**	رشد فردی
۰/۳۳**	۰/۳۰**	ارتباط مثبت با دیگران
۰/۵۱**	۰/۴۸**	هدف‌مندی در زندگی
۰/۳۰**	۰/۳۲**	پذیرش خود

**P<۰/۰۱

● بحث

در بخش نخست، یافته پژوهش حاضر موافق با نتایج مطالعات (داکورث و کوبین، ۲۰۰۹؛ بری و شارما، ۲۰۱۹؛ لی و همکاران، ۲۰۱۶؛ شمیت و همکاران، ۲۰۲۱؛ هی و همکاران، ۲۰۲۱). از ساختار عاملی مشتمل بر دو وجه تداوم تلاش و پیگیری علاقه حمایت کرد. نتایج در این بخش نشان داد که موافق با خاستگاه نظری توسعه یافته برای سازه پرطاقی، آنچه تعاقب مشتاقانه و مسئولانه هدف‌ها را در خلال سال‌ها و در مصاف با شکست‌های احتمالی، ممکن می‌سازد تلاشی مستمر و عزمی جزم برای حصول علایق است (کلارک و مالکی، ۲۰۱۹). پرطاقی به مثابه یک سازه انگیزشی برآمده از آموزه‌های روان‌شناسی مثبت، با شمول هم‌زمان دو زیرمؤلفه مداومت در تلاش و پیگردی مسئولانه علائق، جستجوی هدف‌های خودگزینش‌شده را در متن مدیریت پرت‌اندیش‌سازها و البته مدیریت منابع روانی و بافتاری، امکان‌پذیر می‌سازد (کریدی، تینان و هارمز، ۲۰۱۷). براساس دیدگاه داکورث و همکاران (۲۰۰۷) نقش تفسیری پرطاقی در تعاقب هدف‌ها با وجود گریزناپذیری رویارویی با چالش‌ها در بستر شمول و جوهی انگیزشی و خودتوانمندساز مانند اشتیاق‌مندی و پشتکار، معنا می‌یابد (کورمیر، دان و دان، ۲۰۱۹). محققان یادآوری می‌کنند که فراگستری چشم‌انداز کُنشی مترتب بر سازه غیرشناختی پرطاقی در موقعیت‌های پیشرفت، فقط از طریق الگوی منحصربه‌فردی از قطعات شکل دهنده به بدنه معنایی آن و در بستر شمول تعیین‌کننده‌ترین همبسته‌های مفهومی رفتارهای پیشرفت‌مدارانه افراد شامل تداوم تلاش و پیگیری علاقه، معنا می‌شود (کالو و همکاران، ۲۰۱۹؛ هاکتانیر و همکاران، ۲۰۱۶).

در بخشی دیگر، نتایج پژوهش حاضر با تأکید بر همبستگی بین وجوه پرطاقی روانی با راهبردهای انطباقی و ناانطباقی نظم‌بخشی شناختی هیجان، از روایی همگرای مقیاس پرطاقی در نمونه ایرانی حمایت کرد. در این بخش، نتایج این پژوهش موافق با یافته‌های مطالعات کانانگارا و همکاران (۲۰۱۸) و کانانگارا و همکاران (۲۰۲۰)، نشان داد که یکی از تعیین‌کننده‌ترین همبسته‌های مفهومی وجوه سازه انگیزشی پرطاقی در تعقیب مسئولانه و تاب‌آورانه هدف‌های فردی در بلندمدت، بر شیوه‌های رویارویی افراد با تجارب انگیزاننده پیرامونی مبتنی است (مونکس و همکاران، ۲۰۱۷). در این بخش، محققان تأکید می‌کنند که افراد تاب‌آور به دلیل برخورداری از مشخصه‌هایی مانند هدف‌گرایی، پیشرفت‌مداری، انضباط‌باوری، تلاش‌باوری، چالشی‌نگری، بازارزیابی مثبت، خودکنترلی، خودنظم‌بخشی، پذیرش، بازتمرکز بر مسئله، نبود شکست‌هراسی و خودباوری، اغلب در رویارویی با تجارب فشارزای ناشی از تعاقب هدف‌های پیشرفت‌مدارانه، به کمک شیوه‌هایی کارآمد و سازگارانه، مطالبات فراروی خود را مدیریت می‌کنند (هوتشانادیل و فینامور،

۲۰۱۵). علاوه بر این، نتایج مطالعات مختلف نشان می‌دهد که یکی از مهمترین همبسته‌های انگیزشی سازه پرتاقتی، آمایه‌های ذهنی است (اوانیل و همکاران، ۲۰۱۹). اغلب محققان تأکید می‌کنند که افراد پرتاقت به دلیل تمایل مندی به آمایه‌های ذهنی رشدی نگر در مقابل آمایه‌های ذهنی تثبیت شده و البته رجوع به موضع‌گیری‌های هدفی تسلطی نگر در مواجهه با تجارب شکست و همچنین، گرایش به اتخاذ رویکردی تکلیف‌محور تا خودمحور و البته، پرهیز جدی از سوگیری‌های خودکم‌نگر، اغلب رویارویی‌های فعالانه‌ای مانند بازاریابی مثبت، پذیرش و بازتمرکز مثبت را بر مواجهه‌هایی ناانطباقی مانند خودسرزنشگری، دگرسرزنشگری، نشخوارگری و فاجعه‌آمیزی، ترجیح می‌دهند (تانگ، اوبادیایا و سالمیلا آرو، ۲۰۲۱)

در بخش دیگری، نتایج این پژوهش با تأکید بر همبستگی بین وجوه پرتاقتی با فرایندهای ارزیابی شناختی، شواهد مضاعفی در دفاع از روایی همگرایی نسخه فارسی مقیاس پرتاقتی فراهم آورد. در این بخش، نتایج همسو با یافته‌های مطالعات ویسکریچ (۲۰۱۸) و کانانگارا و همکاران (۲۰۲۰) نشان داد که افراد پرتاقت در مواجهه با فشار ناشی از تعقیب هدف‌های پیشرفت‌محور خویش، استفاده از ارزیابی‌های چالشی نگر را بر ارزیابی‌های تهدیدمحور، ترجیح می‌دهند. براساس شواهد موجود، افراد پرتاقت که اغلب نسبت به استفاده از اسنادهای علی خوش‌بینانه تمایل بیشتری نشان می‌دهند، با تأکیدی مضاعف بر عنصر اسنادی تلاش - به مثابه انطباقی‌ترین وجه اسنادی - همواره وقوع رخدادها و تجارب مثبت را انتظار می‌کشند و از این طریق، از خویشتن در برابر تجارب چالش‌آفرینی مانند نقصان انگیزش یا احساس درماندگی و البته استفاده از گروه وسیعی از سازوکارهای دفاعی و خودمراقبت‌گر همچون اهمال‌کاری، خودناتوان‌سازی، کمال‌گرایی و تلاش‌گریزی، محافظت می‌کنند (کانانگارا و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه بر این، محققان مختلف نشان داده‌اند که افراد پرتاقت به دلیل برخورداری از خصیصه مثبت‌نگری، به جای تمرکز بر محدودیت‌های فردی و بافتاری، اغلب، بر نیرومندی‌های خود و محیط پیرامون خویش متمرکز می‌شوند. بنابراین، تجارب چالش‌زا و حتی ناکام‌کننده پیرامونی پیش از آن که با فراخونی گروه وسیعی از هیجان‌های منفی، سبب توقف آنها شوند، از طریق تشویق آنها به تجهیز مهارتی خود، به آنها در تحقق هدف شکوفاندن خود و محیط پیرامونی‌شان، کمک می‌کند. (اوربول و همکاران، ۲۰۱۷)

• نتیجه‌گیری

اگرچه پژوهش حاضر، شواهد متقنی را در دفاع از مشخصه‌های فنی نسخه فارسی مقیاس پرتاقتی در بین دانشجویان فراهم آورد، اما رجوع به آن باید در بستر محدودیت‌های آن، انجام شود. اول، مشارکت‌کنندگان پژوهش حاضر فقط از بین دانشجویان کارشناسی دانشگاه شهید بهشتی انتخاب شدند، بنابراین، استفاده از این ابزار در بین دیگر یادگیرندگان باید با احتیاط کامل انجام شود. دوم، در این پژوهش، دغدغه تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی مقیاس پرتاقتی، در اولویت قرار نگرفت. بنابراین، پیشنهاد می‌شود با هدف اطلاع از وجود یا نبود وجود هم‌ارزی جنسی مدل اندازه‌گیری ابزار مزبور، آزمون تغییرناپذیری جنسی مدل عاملی آن نیز در اولویت قرار گیرد. سوم، در این پژوهش، تحلیل روان‌سنجی مشخصه‌های فنی مقیاس پرتاقتی، با رجوع به تعدادی از روش‌های معطوف بر روایی‌یابی انجام شد. بنابراین، استفاده از اشکال دیگر واری و ویژگی‌های فنی ابزار مانند روایی ملاکی، روایی واگرا یا حتی دیگر طرق آزمون قابلیت اعتماد ابزار، می‌تواند در اولویت قرار گیرد.

در مجموع، نتایج مربوط به واری مشخصه‌های فنی نسخه کوتاه مقیاس پرتاقتی با تدارک شواهدی درباره‌ی روایی عاملی و رابطه آن با دیگر سازه‌ها و ملاک‌های مفهومی منتخب، نشان داد که این مقیاس برای سنجش پرتاقتی دانشجویان ایرانی، ابزاری روا و پایا است.

• تعارض منافع

نویسندگان اذعان می‌کنند که در این پژوهش هیچ‌گونه تضاد منافی وجود دارد.

• تشکر و قدردانی

برخود لازم می‌دانیم از تمامی کسانی که در انجام این پژوهش ما را یاری کردند، تشکر و قدردانی نماییم.

- دادجو، محسن؛ غریب‌زاده، شهریار؛ واجدی مجرد، مهتا و سبحانی، الهه. (۱۴۰۲). مسیرهای تحولی هوش شناختی در کودکان پیش‌دبستانی ایرانی، نشریه روان‌شناسی، ۲۷ (۱)، ۱۰-۱۸. <https://www.magiran.com/p2549690>
- سجادی نژاد، مرضیه سادات و اکبری چرمهینی، صغری. (۱۴۰۱). مقایسه روند تحولی هوش شناختی، هوش هیجانی و هوش معنوی از نوجوانی تا بزرگسالی، نشریه روان‌شناسی، ۲۶ (۱)، ۴۵-۵۵. <https://www.magiran.com/p2430659>
- نادری، سارا؛ غلامعلی لواسانی، مسعود و قاسم زاده، سوگند. (۱۴۰۲). بررسی مقایسه‌ای رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با بهزیستی روان‌شناختی و نقش میانجی‌گر راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در دو گروه نوجوانان با و بدون سابقه طلاق والدین، نشریه روان‌شناسی، ۲۷ (۴)، ۴۰۶-۴۱۵. <https://www.magiran.com/p2676154>
- Abu Hasan, H. E., Munawar, K., & Abdul Khaiyom, J. H. (2022). Psychometric properties of developed and trans adapted grit measures across cultures: a systematic review. *Current Psychology*, 41, 6894–6912. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01137-w>
- Alhadabi, A. (2023) Psychometric properties of Grit-S scale in university students: An application of the graded response model. *Cogent Education*, 10 (1), 2162699. <https://doi.org/10.1080/2331186X.2022.2162699>
- Arco-Tirado, J. L., Fernández-Martin, F. D., & Hoyle, R. H. (2018). Development and validation of the Spanish version of the grit-S scale. *Frontiers in Psychology*, 9 (96), 1–7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00096>
- Areepattamannil, S., & Khine, M. S. (2017). Evaluating the Psychometric Properties of the Original Grit Scale Using Rasch Analysis in an Arab Adolescent Sample. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 36 (8), 856-862. <https://doi.org/10.1177/0734282917719976>
- Beri N, Sharma A. An evaluative study of reliability and validity of Grit 12 item scale in Indian Context. *Journal of Indian Association for Child and Adolescent Mental Health*. 2019;15 (3):48-60. doi:10.1177/0973134220190304
- Blalock, D. V., Young, K. C., & Kleiman, E. M. (2015). Stability amidst turmoil: Grit buffers the effects of negative life events on suicidal ideation. *Psychiatry Research*, 228 (3), 781–784. DOI: 10.1016/j.psychres.2015.04.041
- Calo, M., Peiris, C., Chipchase, L., Blackstock, F., & Judd, B. (2019). Grit, resilience and mindset in health student. *The Clinical Teacher*, 16 (4) special issue: Healthcare professionals and students' wellbeing, 317322. DOI: 10.1111/tct.13056
- Cormier, D. L., Dunn, J. G. H., & Dunn, J. C. (2019). Examining the domain specificity of grit. *Personality and Individual Differences*, 139, 349–354. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.11.026>
- Credé, M., Tynan, M. C., & Harms, P. D. (2017). Much ado about grit: A meta-analytic synthesis of the grit literature. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113 (3), 492–511. <https://doi.org/10.1037/pspp0000102>
- d'Acremonta, M., & Van der Linden, M. (2007). How is impulsivity related to depression in adolescence? Evidence from a French validation of the cognitive emotion regulation questionnaire. *Journal of Adolescence*, 30, 282. DOI: 10.1016/j.adolescence.2006.02.007
- Datu, J. A. D., Valdez, J. P. M., & King, R. B. (2016). Perseverance counts but consistency does not! Validating the Short Grit Scale in a collectivist setting. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*, 35 (1), 121–130. <https://doi.org/10.1007/s12144-015-9374-2>
- Datu, J. A. D., Yuen, M., & Chen, G. (2017). Development and validation of the Triarchic model of grit scale (TMGS): Evidence from Filipino undergraduate students. *Personality and Individual Differences*, 114, 198–205. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.04.012>
- Dijkema, I., Stuiver, M., Lucas, S., & Lindeboom, R. (2021). Evaluating the psychometric properties of the Grit scale in Marine recruits using Rasch analysis. *BMJ Military Health*, 1, 1–5. DOI: 10.1136/bmjilitary-2021-001813
- Disabato, D. J., Goodman, F. R., & Kashdan, T. B. (2018). Is grit relevant to well-being and strengths? Evidence across the globe for separating perseverance of effort and consistency of interests. *Journal of Personality*, 87, 194–211. DOI: 10.1111/jopy.12382
- Duckworth, A. L., & Eskreis-Winkler, L. (2015). Grit. In J. D. Wright (Ed.), *International encyclopedia of the social and behavioral sciences* (2nd ed.), pp. 397–401. Oxford, UK: Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-097086-8.26087-X>
- Duckworth, A. L., & Quinn, P. D. (2009). Development and validation of the Short Grit Scale (Grit-S). *Journal of Personality Assessment*, 91 (2), 166–174. <https://doi.org/10.1080/00223890802634290>
- Duckworth, A. L., & Seligman, M. E. P. (2005). Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance in adolescents. *Psychological Science*, 16 (12), 939–944. DOI: 10.1111/j.1467-9280.2005.01641.x

- Duckworth, A. L., Peterson, C., Matthews, M. D., & Kelly, D. R. (2007). Grit: Perseverance and passion for long term goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92 (6), 1087–1101. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.6.1087>
- Fekih-Romdhane, F., Postigo, A., Gonzalez-Nuevo, C., Dabbous, M., Malaeb, D., Obeid, S., & Hallit, S. (2022). Psychometric properties of the Arabic version of the Oviedo Grit Scale (A-EGO) in non-clinical adults from the general population. *BMC Psychiatry*, 22, 1-7. DOI: 10.1186/s12888-022-04466-1
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1985). If it changes it must be a process: Study of emotion and coping during three stages of a college examination. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48 (1), 150–170. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.48.1.150>
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire – development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and Individual Differences*, 41, 1045–1053. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.04.010>
- Haktanir, A., Lenz, A. S., Can, N., & Watson, J. C. (2016). Development and evaluation of Turkish language versions of three positive psychology assessments. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 38 (4), 286–297. <https://doi.org/10.1007/s10447-016-9272-9>
- He, C., Wu, D., Yang, L., Yang, L., & Yue, Y. (2021). Psychometric properties of the Grit-S in Chinese nurses. *Frontiers in Psychology*, 12, 1-8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.766055>
- Hochanadel, A., & Finamore, D. (2015). Fixed and growth mindset in education and how grit helps students persist in the face of adversity. *Journal of International Education Research*, 11 (1), 47-50. DOI:10.19030/jier.v11i1.9099
- Hoseinabadi, M. & Shokri, O. (2016). Examining the gender-based equivalence of factorial structure of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire- Short Form. *Journal of Developmental Psychology: Iranian Psychologists*, (46)12,199-211. [Persian]
- Jin, B., & Kim, J. (2017). Grit, basic needs satisfaction, and subjective well-being. *Journal of Individual Differences*, 38, 29–35. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000219>
- Kannangara, C. S., Allen, R. E., Carson, J. F., Noor Khan, S. Z., Waugh, G., Kandadi, K. R. (2020). Onwards and upwards: The development, piloting and validation of a new measure of academic tenacity- The BoltonUni-Stride Scale (BUSS). *PLoS ONE*, 15 (7), e0235157. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0235157>
- Kannangara, C. S., Allen, R. E., Waugh, G., Nahar, N., Zahraa Noor Khan, S., Rogerson, S., & Carson, J. (2018). All that glitters is not grit: Three studies of grit in university students. *Frontiers in Psychology*, 9, 1-15. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01539>
- Khanjani, M., Shahidi, S., Fathabadi, J., Mazaheri, M. A., & Shokri, O. (2016). Factor structure and psychometric properties of the Ryff's Scale of Psychological Well-Being, Short Form (18-item) among male and female students. *Journal of Thought and Behavior in Clinical Psychology*, (32)9, 27-36. [Persian] magiran.com/p1350282
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practices of Structural Equation Modeling* (2nd Eds.). New York: Guilford.
- Kumari, P., & Cherian, J. (2022). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the Grit Scale (Grit-O) for Indian nurses. *International Journal of Innovative Research in Technology*, 9 (4), 32-36. [doi: 10.3389/fpsyg.2020.00796](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00796)
- Li, J., Zhao, Y., Kong, F., Du, S., Yang, S., & Wang, S. (2016). Psychometric assessment of the short grit scale among Chinese adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 36 (3), 291–296. DOI:10.1177/0734282916674858
- Marentes-Castillo, M., Zamarripa, J., & Castillo, I. (2019). Validation of the grit scale and the treatment self-regulation questionnaire (TSRQ) in the Mexican context. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51 (1),9–18. <https://doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n1.2>
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Goarin, A. J. (2016). *Applied multivariate research, design and interpretation*. Thousand oaks. London. New Deihi, Sage publication.
- Muenks, K., Wigfield, A., Yang, J. S., & Neal, C. R. (2017). How true is grit? Assessing its relations to high school and college students' personality characteristics, self-regulation, engagement, and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 109 (5), 599–620. <https://doi.org/10.1037/edu0000153>
- O'Neal, C. R., Boyars, M. Y., & Riley, L. W. (2019). Dual language learners' grit, engagement and literacy achievement in elementary school. *School Psychology International*, 40 (6), 598–623. <https://doi.org/10.1177/0143034319875176>
- Oriol, X., Miranda, R., Oyanedel, J. C., and Torres, J. (2017). The role of self-control and grit in domains of school success in students of primary and secondary school. *Frontiers in Psychology*, 8, 1-8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01716>
- Peacock, E. J., & Wong, P. T. P. (1990). The stress appraisal measure (SAM): A 9 multidimensional approach to cognitive appraisal. *Stress Medicine*, 6, 227-236. <https://doi.org/10.1002/smi.2460060308>

- Rowley, A. A., Roesch, S. C., Jurica, B. J., & Vaughn, A. A. (2005). Developing and validating a stress appraisal measure for minority adolescents. *Journal of Adolescence*, 28, 547–557. DOI: [10.1016/j.adolescence.2004.10.010](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2004.10.010)
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Exploration on the meaning of psychological wellbeing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1069–1081. DOI: [10.1037/0022-3514.57.6.1069](https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069)
- Schmidt, F. T. C., Fleckenstein, J., Retelsdorf, J., Eskreis-Winkler, L., & Möller, J. (2017). Measuring grit: A German validation and a domain-specific approach to grit. *European Journal of Psychological Assessment*, 35 (3), 436–447. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000407>
- Schmidt, F. T. S., Sudzina, F., & Botek, M. (2021). Psychometric assessment of the Short Grit Scale among Czech young adults. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 39 (4) 508–513. <https://doi.org/10.1177/0734282920974817>
- Shokri, O., Tamizi, N., Abdolapour, M. A. & Khodami, M. M. (2016). Psychometric analysis of the Stress Appraisal Measure-Revised' among university students. *Advances in Cognitive Sciences*, (2)18,11. URL: <http://icssjournal.ir/article-1-474-en.html>
- Sordia, N., & Martskvishvili, K. (2020). Psychometric properties of the Georgian version of the grit scale. *Prizren Social Science Journal*, 4 (1), 8-13. <https://doi.org/10.32936/pssj.v4i1.128>
- Sturman, E. D., & Zappala-Piemme, K. (2017). Development of the grit scale for children and adults and its relation to student efficacy, test anxiety and academic performance. *Learning and Individual Differences*, 59,1–10. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.08.004>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. (p.934), Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed., pp.125–857). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Tang, X., Upadaya, K., & Salmela-Aro, K. (2021). School burnout and psychosocial problems among adolescents: Grit as a resilience factor. *Journal of Adolescence*, 86, 77–89. DOI: [10.1016/j.adolescence.2020.12.002](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2020.12.002)
- Taylor, S., & Todd, P. A. (1995). Understanding information technology usage: A test of competing models. *Information Systems Research*, 6 (2), 144–176. <https://www.jstor.org/stable/23011007>
- Vainio, M. M., & Daukantaite, D. (2015). Grit and different aspects of wellbeing: direct and indirect relationships via sense of coherence and authenticity. *Journal of Happiness Studies*, 17, 2119–2147. DOI: [10.1007/s10902-015-9688-7](https://doi.org/10.1007/s10902-015-9688-7)
- van Zyl, L. E., Olckers, C., & Roll, L. C. (2020). The psychometric properties of the Grit-O Scale within the twenty regions in Netherlands: An ICM-CFA vs. ESEM approach. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00796>
- Weisskirch, R. S. (2018). Grit, self-esteem, learning strategies and attitudes and estimated and achieved course grades among college students. *Current Psychology*, 37, 21–27. <https://doi.org/10.1007/s12144-016-9485-4>
- Wyszyńska, P., Ponikiewska, K., Karaś, D., Najderska, M., & Rogoza, R. (2017). Psychometric properties of the polish version of the short grit scale. *Polish Psychological Bulletin*, 48 (2), 229–236. <https://doi.org/10.1515/ppb-2017-0026>
- Zhong, C., Wang, M. C., Shou, Y., Ren, F., Zhang, X., Li, M., & Yang, W. (2018). Assessing construct validity of the grit-S in Chinese employees. *Public Library of Science*, 13 (12), 1–14. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209319>

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سندرم سیندرلا در دانشجویان دختر The Psychometric Properties of the Persian Version of the Cinderella Syndrome Scale in Female Students

Hanie Ojaghizadeh, MSc

Fakhrossadat Ghoreyshi-Rad, PhD[✉]

Rahim Yousefi, PhD

هانیه اوجاجی زاده^۱

فخرالسادات قریشی راد^۲

رحیم یوسفی^۱

Abstract

Cinderella Syndrome refers to a pattern of dependency-oriented beliefs and attitudes that are largely shaped by traditional gender stereotypes and may hinder women's psychological autonomy and personal growth. Given the cultural sensitivity of this construct, the availability of culturally adapted and psychometrically sound instruments is essential. The present study aimed to translate, culturally adapt, and examine the psychometric properties of the Persian version of the Cinderella Syndrome Scale among Iranian female university students. This descriptive-correlational psychometric study was conducted on a sample of 406 female students from the University of Guilan during the 2020–2021 academic year, selected through purposive sampling. Following translation and back-translation procedures, face and content validity were evaluated by experts. Construct validity was assessed using exploratory and confirmatory factor analyses, and convergent validity was examined through correlations with the Dependent Personality Inventory and the Interpersonal Dependency Scale. Reliability was assessed using Cronbach's alpha coefficients and test-retest method. Data were analyzed using SPSS-25 and LISREL-10 software. Exploratory factor analysis supported a three-factor structure consisting of gender attitude, irresponsibility, and job abandonment, accounting for 43% of the total variance. Confirmatory factor analysis indicated a good fit for the three-factor model (RMSEA = 0.02, CFI = 0.95). Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.77 to 0.82 for the subscales and were 0.72 for the total scale. Significant positive correlations were found between Cinderella Syndrome scores and measures of dependent personality and interpersonal dependency, supporting convergent validity. The findings suggest that the Persian version of the Cinderella Syndrome Scale has acceptable reliability and validity and can be used as a reliable instrument for assessing Cinderella Syndrome in Iranian research and clinical settings.

Keywords: Cinderella Syndrome, Gender Role, Gender Stereotype, Psychometric Properties, Female Students.

چکیده

سندرم سیندرلا به مجموعه‌ای از نگرش‌ها و باورهای وابسته‌محور اشاره دارد که در بستر کلیشه‌های جنسیتی سنتی شکل می‌گیرد و می‌تواند مانعی برای استقلال روانی و رشد فردی زنان باشد. هدف پژوهش حاضر ترجمه، بومی‌سازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سندرم سیندرلا در میان دانشجویان دختر ایرانی بود. پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی و با رویکرد روان‌سنجی انجام شد. جامعه آماری شامل دانشجویان دختر دانشگاه گیلان در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود که ۴۰۶ نفر به روش هدف‌مند انتخاب شدند. پس از انجام فرایند ترجمه و بازترجمه، روایی صوری و محتوایی با نظر متخصصان بررسی شد. روایی سازه با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و روایی همگرا از طریق همبستگی با مقیاس اختلال شخصیت وابسته و مقیاس وابستگی به دیگران ارزیابی گردید. اعتبار ابزار با استفاده از آلفای کرونباخ و روش بازآزمایی محاسبه شد. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS-25 و LISREL-10 انجام گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، ساختار سه‌عاملی مقیاس شامل نگرش جنسی، نبود مسئولیت‌پذیری و ترک شغل را تأیید کرد که در مجموع ۴۳ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کردند. تحلیل عاملی تأییدی نیز برازش مناسب مدل سه‌عاملی را نشان داد (RMSEA = 0/02, CFI = 0/95). ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۷ تا ۰/۸۲ و برای نمره کل ۰/۷۲ به‌دست آمد. همچنین، همبستگی‌های مثبت و معناداری بین نمرات سندرم سیندرلا با اختلال شخصیت وابسته و وابستگی به دیگران مشاهده شد که مؤید روایی همگرای ابزار است. به‌طور کلی، یافته‌ها نشان داد نسخه فارسی مقیاس سندرم سیندرلا از روایی و اعتبار قابل‌قبولی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر در پژوهش‌های روان‌شناختی و کاربردهای بالینی در جامعه ایرانی مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: سندرم سیندرلا، نقش جنسیتی، کلیشه جنسیتی، ویژگی‌های روان‌سنجی، دانشجویان دختر.

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۶/۲۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۲/۱۴

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان، تبریز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

نقش‌های جنسیتی (gender roles) به‌عنوان سازه‌هایی اجتماعی و فرهنگی، یکی از مؤلفه‌های بنیادین در شکل‌دهی به نگرش‌ها، رفتارها و الگوهای تعامل فردی و اجتماعی محسوب می‌شوند. این نقش‌ها مجموعه‌ای از انتظارات هنجاری هستند که براساس جنسیت اجتماعی تعریف شده و از طریق فرایند جامعه‌پذیری به افراد منتقل می‌شوند (اوزر و همکاران، ۲۰۱۹). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که نقش‌های جنسیتی نه تنها بر انتخاب‌های فردی مانند مسیر شغلی، سبک ارتباطی و نقش‌های خانوادگی اثر می‌گذارند، بلکه پیامدهای روان‌شناختی عمیقی نظیر عزت‌نفس، خودکارآمدی، استقلال روانی و سلامت روانی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند (هایده و همکاران، ۲۰۲۲).

فرایند درونی‌سازی نقش‌های جنسیتی از سال‌های اولیه زندگی آغاز می‌شود و تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله خانواده، نظام آموزشی، رسانه‌های جمعی و هنجارهای فرهنگی قرار دارد. در این میان، رسانه‌ها با بازنمایی کلیشه‌ای از زنان و مردان، نقش مهمی در تثبیت الگوهای سنتی جنسیتی ایفا می‌کنند. شواهد پژوهشی جدید نشان می‌دهد که زنان در بسیاری از جوامع همچنان به‌طور غالب با ویژگی‌هایی نظیر وابستگی، نیاز به حمایت، عاطفه‌محوری و اجتناب از ریسک معرفی می‌شوند، درحالی‌که مردان با صفاتی همچون استقلال، سلطه‌گری و خودمختاری شناخته می‌شوند (اگلی و وود، ۲۰۲۳). این بازنمایی‌های نابرابر می‌تواند زمینه‌ساز شکل‌گیری نگرش‌های محدودکننده نسبت به توانمندی‌ها و نقش‌های اجتماعی زنان شود.

در برخی موارد، نقش‌پذیری جنسیتی از حالت توصیفی فراتر رفته و به کلیشه‌های تجویزی (prescriptive stereotypes) و بازدارنده تبدیل می‌شود. کلیشه‌های تجویزی، باورهایی هنجاری هستند که مشخص می‌کنند افراد براساس جنسیت خود باید چگونه رفتار کنند و چه ویژگی‌هایی را بروز دهند یا سرکوب نمایند. این کلیشه‌ها دارای ابعاد مثبت و منفی‌اند؛ به این معنا که برخی رفتارها برای یک جنس تشویق و برای جنس دیگر منع می‌شوند (رودمن و همکاران، ۲۰۱۲). پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که پابندی به کلیشه‌های جنسیتی سنتی با افزایش وابستگی روانی، کاهش خودمختاری تصمیم‌گیری و شکل‌گیری الگوهای ناسازگارانه در روابط صمیمانه ارتباط معناداری دارد (وسیکو و همکاران، ۲۰۲۳).

یکی از پیامدهای روان‌شناختی مورد توجه در چارچوب کلیشه‌های جنسیتی سنتی، مفهومی است که با عنوان سندرم سیندرلا (Cinderella syndrome) شناخته می‌شود. این سندرم به‌الگویی از نگرش‌ها و باورها اشاره دارد که در آن فرد (بیشتر زنان) تمایل دارد مسئولیت‌های اساسی زندگی را به دیگری واگذار کند و برای احساس امنیت، هویت و ارزش‌مندی به حمایت بیرونی متکی باشد. این الگو می‌تواند مانعی جدی در مسیر رشد فردی، استقلال روانی و تحقق توانمندی‌های بالقوه زنان ایجاد کند (داولینگ، ۱۹۹۸).

اگرچه مفهوم سندرم سیندرلا نخستین‌بار در دهه ۱۹۸۰ مطرح شد، پژوهش‌های معاصر نشان می‌دهد که این الگو همچنان در قالب‌های جدیدتری از وابستگی عاطفی، ترس از استقلال، اجتناب از مسئولیت‌پذیری و نگرش‌های منفی نسبت به خودمختاری زنان مشاهده می‌شود (دمیر و همکاران، ۲۰۲۱؛ سو و ژو، ۲۰۱۸). مطالعات جدیدتر نیز، نشان داده‌اند که این نگرش‌ها می‌توانند با متغیرهایی نظیر عزت‌نفس پایین، خودکارآمدی کاهش‌یافته، اضطراب بین‌فردی و نارضایتی از روابط صمیمانه همبستگی داشته باشند (هایده و همکاران، ۲۰۲۲).

داولینگ (۱۹۹۸) سندرم سیندرلا را نتیجه ترس‌های درونی‌شده و نگرش‌های محدودکننده‌ای می‌داند که زنان را از استفاده کامل از ظرفیت‌های شناختی و خلاقانه خود باز می‌دارد و آنان را به انتظار حمایت یا نجات از سوی منابع بیرونی سوق می‌دهد. با این حال، یکی از محدودیت‌های اساسی رویکرد اولیه داولینگ، فقدان ابزار روان‌سنجی استاندارد برای سنجش تجربی این سازه بوده است. این خلا موجب شد پژوهش‌های بعدی در جهت عملیاتی‌سازی و اندازه‌گیری این مفهوم گام بردارند. در این راستا، ساها و صفری (۲۰۱۶) نخستین مقیاس سنجش سندرم سیندرلا را با تمرکز بر وابستگی زنان طراحی کردند. هرچند این ابزار سهم مهمی در ورود این مفهوم به حوزه پژوهش‌های تجربی داشت، اما از نظر مفهومی و روش‌شناختی با محدودیت‌هایی همراه بود. از جمله این محدودیت‌ها می‌توان به تقلیل سندرم سیندرلا به وابستگی صرف به مردان، حجم نمونه محدود و فقدان تحلیل عاملی اکتشافی جامع اشاره کرد. در ادامه این تلاش‌ها، دمیر و همکاران (۲۰۲۱) با بهره‌گیری از ادبیات نظری و پژوهشی موجود، اقدام به طراحی و اعتباریابی مقیاسی ۲۵ ماده‌ای

برای سنجش سندرم سیندرلا کردند. این مقیاس ابعاد گسترده‌تری از این سازه را شامل می‌شود و علاوه بر وابستگی روانی، مؤلفه‌هایی نظیر نگرش به استقلال، مسئولیت‌پذیری و روابط صمیمانه را نیز مورد سنجش قرار می‌دهد. نتایج تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که این ابزار از ساختار عاملی منسجم و اعتبار مطلوب برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر در پژوهش‌های روان‌شناختی مورد استفاده قرار گیرد.

با وجود پیشرفت‌های صورت‌گرفته در سنجش سندرم سیندرلا، پژوهش‌ها نشان می‌دهد که بروز و تداوم این الگو می‌تواند تحت تأثیر عوامل فرهنگی قرار گیرد. تفاوت‌های فرهنگی در درونی‌سازی نقش‌های جنسیتی، نگرش به استقلال فردی و انتظارات اجتماعی از زنان، ضرورت اعتبارسنجی بین‌فرهنگی ابزارهای سنجش این سازه را برجسته می‌سازد (وسیکو و همکاران، ۲۰۲۳). در جوامع جمع‌گرا، وابستگی بین‌فردی ممکن است به‌صورت هنجاری پذیرفته شود، درحالی‌که در جوامع فردگرا استقلال فردی ارزش بیشتری دارد (اگلی و وود، ۲۰۲۳). از این‌رو، بررسی روایی و اعتبار ابزارهای سنجش سندرم سیندرلا در بافت‌های فرهنگی مختلف اهمیت ویژه‌ای دارد. در جامعه ایرانی، با توجه به نقش پررنگ هنجارهای فرهنگی و مذهبی در تعریف نقش‌های جنسیتی، امکان بروز نگرش‌های وابسته‌محور در زنان وجود دارد (صادق‌زاده و همکاران، ۱۴۰۳؛ حسن‌آبادی و ترابی، ۱۴۰۲). با این حال، تاکنون ابزار استاندارد و اعتباریافته‌ای برای سنجش سندرم سیندرلا در این جامعه گزارش نشده است. نبود چنین ابزاری می‌تواند مانعی در مسیر پژوهش‌های دقیق و طراحی مداخله‌های روان‌شناختی مبتنی بر شواهد باشد. پژوهش‌های اخیر نیز بر ضرورت توسعه و بومی‌سازی ابزارهای روان‌سنجی برای بررسی سازه‌های مرتبط با جنسیت و استقلال روانی در بافت فرهنگی ایران تأکید کرده‌اند (اعتصامی‌پور و پورمحسنی کلوری، ۱۴۰۴). بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف ترجمه، بومی‌سازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سندرم سیندرلا دمیر و همکاران (۲۰۲۱) در میان دانشجویان ایرانی انجام گرفت.

• روش

روش این پژوهش از نوع توصیفی - همبستگی است و با هدف ترجمه، توسعه و اعتباریابی یک ابزار سنجش روان‌شناختی انجام شده است. جامعه آماری این پژوهش کلیه دانشجویان دختر دانشگاه گیلان با حجم ۱۰۴۴۱ نفر بودند که در نیم سال دوم تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ مشغول به تحصیل بوده‌اند. پس از ترجمه نسخه اصلی مقیاس از زبان انگلیسی به فارسی و بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان، اعتبار ابزار با استفاده از شیوه‌های مختلف شامل روایی صوری، روایی محتوایی، روایی همگرا و نیز تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی شد. اعتبار ابزار نیز از طریق محاسبه آلفای کرونباخ و آزمون بازآزمون در دو نوبت زمانی ارزیابی گردید. تمامی مراحل به دقت اجرا شد تا اطمینان حاصل شود که پرسشنامه از سطح مطلوبی از روایی و اعتبار برخوردار است. کلیه تحلیل‌های آماری با نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۵ و LISREL ۱۰ انجام گرفت. نمونه‌گیری به روش هدفمند صورت گرفت. حداقل حجم نمونه آماری تحلیل عامل تأییدی براساس تعداد سازه‌های اصلی یا متغیرهای پنهان تعیین می‌شود. برای هر متغیر مشاهده‌پذیر ۵ تا ۱۰ نمونه لازم است (سرمد و همکاران، ۱۳۹۳). علاوه بر این، حداقل تعداد نمونه آماری برای انجام تحلیل عامل تأییدی و اکتشافی، ۲۰۰ نفر پیشنهاد شده است (هولتر، ۱۹۸۳؛ گارور و منتزر، ۱۹۹۹؛ سیوو و همکاران، ۲۰۰۶؛ هو، ۲۰۰۸). بنابراین در این پژوهش حجم نمونه آماری ۴۰۶ نفر لحاظ شد. دانشجویان پس از دریافت توضیحات لازم و اعلام رضایت آگاهانه در پژوهش شرکت کردند. اطلاعاتی درباره اهداف مطالعه، محرمانه‌بودن هویت شرکت‌کنندگان و امکان انصراف در هر مرحله از پژوهش به آنان ارائه شد. شرایط ورود به پژوهش شامل دانشجوی دختر دانشگاه گیلان بودن، حداقل سن ۱۸ تا ۴۵ سال، تمایل به همکاری و شرکت در پژوهش، توانایی برقراری ارتباط و تسلط به زبان فارسی. ملاک‌های خروج: عدم همکاری، بیماری پزشکی، مصرف دارو و سوء‌مصرف مواد در صورت خوداظهاری بود در نظر گرفته شد. به‌منظور رعایت اصول اخلاقی، پرسشنامه‌ها به‌صورت ناشناس تکمیل گردید و رضایت آگاهانه کتبی از شرکت‌کنندگان اخذ شد.

نسخه اصلی این مقیاس به زبان انگلیسی تدوین شده بود؛ از این‌رو، ماده‌ها ابتدا از طریق یک فرآیند ترجمه تخصصی به زبان فارسی برگردانده شدند. برای اطمینان از صحت و معادل‌یابی مناسب، نسخه فارسی توسط گروهی از مترجمان به‌طور مستقل مجدداً به انگلیسی بازگردانده و مورد ارزیابی قرار گرفت. در ادامه، به منظور افزایش وضوح و سهولت درک ماده‌ها، اصلاحات جزئی در برخی عبارات صورت گرفت، بدون آنکه تغییری در معنای اصلی و محتوای ماده‌ها ایجاد شود.

در این بخش، از شاخص‌های آمار توصیفی برای ترسیم نمای کلی از داده‌ها استفاده شد. معیارهایی همچون میانگین، انحراف معیار، کشیدگی و چولگی محاسبه گردید تا ویژگی‌های اصلی داده‌ها مشخص شود و تحلیل اولیه‌ای از توزیع متغیرها ارائه شود. نتایج نشان داد که مقادیر کشیدگی و چولگی تمامی متغیرها در بازه‌ی قابل قبول (۲- تا ۲+) قرار دارند و به همین دلیل امکان به‌کارگیری آزمون‌های پارامتریک و تحلیل‌های مبتنی بر مدل معادلات ساختاری فراهم شد. برای ارزیابی اعتبار ابزار، دو شاخص اصلی در نظر گرفته شد: ضریب آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی. ضریب آلفای کرونباخ به‌عنوان شاخصی برای سنجش میزان همسانی درونی آیتم‌ها محاسبه گردید و مقادیر به‌دست‌آمده نشان‌دهنده سطح مطلوب سازگاری میان ماده‌های مقیاس بود. برای بررسی اعتبار زمانی، آزمون بازآزمایی انجام شد. بدین منظور، ۴۰ نفر از شرکت‌کنندگان به‌صورت تصادفی انتخاب شدند و پس از گذشت چهار هفته مجدداً به پرسشنامه پاسخ دادند. میزان همبستگی بین دو نوبت اجرا با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون محاسبه شد. ضرایب به‌دست‌آمده در دامنه‌ای قرار گرفتند که بر اساس معیارهای پذیرفته‌شده (کوهن و همکاران، ۲۰۱۸). نشان‌دهنده ثبات زمانی و اعتبار مناسب ابزار بود.

روایی محتوا و صوری

برای اطمینان از روایی محتوا ابزار، از قضاوت خبرگان استفاده شد. بدین منظور، نسخه اولیه پرسشنامه در اختیار ۱۰ متخصص حوزه روان‌شناسی و استادان دانشگاه قرار گرفت. از آنان خواسته شد تا هر یک از ماده‌ها را از نظر وضوح، تناسب، ضرورت و شفافیت مورد بررسی قرار دهند. پیشنهادها و اصلاحات ارائه‌شده توسط متخصصان گردآوری و در نسخه نهایی پرسشنامه اعمال گردید. علاوه بر این، به‌منظور کمی‌سازی روایی محتوایی، شاخص نسبت ضریب روایی محتوا (Content Validity Ratio) و شاخص روایی محتوا (Content Validity Index) برای هر ماده محاسبه شد. ماده‌هایی که مقادیر CVR و CVI آن‌ها کمتر از ۰/۶۳ بودند، حذف یا مورد بازنگری قرار گرفتند. روایی صوری نیز به معنای ارزیابی میزان مناسب بودن ظاهر ابزار برای سنجش سازه موردنظر، به‌ویژه از دیدگاه پاسخ‌دهندگان است. در این پژوهش، روایی صوری از طریق دو رویکرد کیفی و کمی بررسی شد. برای ارزیابی کیفی، از گروهی متشکل از ۱۰ متخصص روان‌شناسی خواسته شد تا پرسشنامه را به دقت مطالعه کرده و بازخوردهای اصلاحی خود را به‌صورت مکتوب ارائه دهند. در این فرآیند، عواملی مانند سطح دشواری ماده‌ها، وضوح و شفافیت عبارات، تناسب واژگان، وجود محدودیت‌های معنایی، رعایت قواعد دستوری، اهمیت و جایگاه هر سوال، و مدت زمان لازم برای تکمیل پرسشنامه مورد بررسی قرار گرفت. همچنین در بخش کمی، تأثیر هر آیتم محاسبه شد تا از مقبولیت و تناسب ظاهری ابزار اطمینان حاصل شود.

تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی

به‌منظور شناسایی ساختار عاملی مقیاس و بررسی روایی سازه، از تحلیل عاملی اکتشافی با روش مؤلفه‌های اصلی (principal components analysis) و چرخش متعامد واریماکس (Varimax rotation) استفاده شد. برای بررسی ساختار عاملی مقیاس سندرم سیندرلا از روش اعتباریابی متقاطع (cross-validation) استفاده شد، به این صورت که نمونه پژوهش به دو گروه ۲۰۳ نفری تقسیم شد؛ روی گروه اول، تحلیل عاملی اکتشافی و روی گروه دوم، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد. برای ارزیابی برازش مدل، شاخص‌های متنوعی شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی (χ^2/df)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI)، شاخص توکر-لوئیس (TLI)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) و خطای ریشه میانگین مجذور تقریب (RMSEA) محاسبه و گزارش گردید. نتایج این شاخص‌ها بیانگر برازش مناسب مدل پیشنهادی با داده‌های پژوهش بود.

روایی همگرا

روایی همگرایی مقیاس با مقیاس تجدید نظر شده اختلال شخصیت وابسته هوبر (۲۰۰۷) و مقیاس وابستگی به دیگران هرشفیلد و همکاران (۱۹۹۷) ارزیابی شد. تحلیل‌های آماری این بخش با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS25 انجام شد.

ابزارها

الف) مقیاس سندرم سیندرلا (Cinderella syndrome scale- CSS): این مقیاس توسط دمیر و همکاران (۲۰۲۱) به‌منظور سنجش سندرم سیندرلا ساخته شده است. مقیاس شامل ۲۵ ماده است که در یک طیف لیکرت ۵ امتیازی از کاملاً مخالفم تا کاملاً موافقم نمره‌گذاری شده است. مقیاس دارای سه خرده‌مقیاس (نگرش جنسیتی، نبود مسئولیت‌پذیری و ترک شغل) است. کمترین نمره‌ای که

می‌توان از مقیاس به‌دست آورد ۲۵ و بالاترین نمره ۱۲۵ است. کسب نمره بالا از مقیاس نشان‌دهنده بالا بودن سطح سندرم سیندرلا است. سازندگان اعتبار مقیاس را با استفاده از آلفای کرونباخ و اعتبار دونیمه کردن، ۰/۹۴ و ضریب اعتبار نصف برای نیمه اول و دوم به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۹۰ بیان نموده‌اند. همچنین، ضریب همسانی درونی مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس نگرش جنسیتی ۰/۷۷ نبود مسئولیت‌پذیری ۰/۷۲ و ترک شغل ۰/۶۵ است. به‌طورکلی نتایج هر دو روش حاکی از اعتبار قابل قبول این مقیاس است روایی سازه مقیاس توسط تحلیل عاملی اکتشافی تعیین شد و نتایج نشان داد که سه عامل ۵۴/۶۹ درصد از واریانس را توصیف می‌کنند (دمیر و همکاران، ۲۰۲۱).

ب) سیاهه تجدیدنظرشده اختلال شخصیت وابسته (dependent personality inventory-DPI): سیاهه شخصیت وابسته در سال ۲۰۰۴ توسط هوبر به‌منظور ارزیابی بیماران مبتلا به اختلال شخصیت وابسته ساخته شده است این سیاهه در ابتدا دارای ۸۱ ماده بود که نسخه تجدیدنظرشده آن در سال ۲۰۰۷ به ۵۵ ماده کاهش یافت. این سیاهه شامل ۸ معیار اصلی راهنمای آماری و تشخیصی اختلال‌های روانی برای اختلال شخصیت وابسته است. در مورد نمره‌گذاری به هریک از پاسخ‌های صحیح یک نمره به پاسخ‌های غلط صفر تعلق می‌گیرد. در پژوهشی که هوبر در سال ۲۰۰۷ انجام داد ضریب آلفای کرونباخ کل آزمون ۰/۹۰ و برای زیر مقیاس‌ها بین ۰/۶۴ تا ۰/۸۲ به‌دست آمد. به‌منظور بررسی اعتبار از زیر مقیاس درون‌گرایی اجتماعی پرسشنامه شخصیتی مینه‌سوتا استفاده شد. ساختار دو عاملی سیاهه شخصیت وابسته براساس همبستگی آن با زیرمقیاس درون‌گرایی اجتماعی پرسشنامه مینه‌سوتا به اثبات رسید و اعتبار سازه آن تأیید شد. در ایران نیز در پژوهش مظاهری نژاد فرد و همکاران (۱۳۹۸) اعتبار این ابزار را ۰/۶۶ و روایی آن را نیز مطلوب گزارش نمودند.

ج) مقیاس وابستگی به دیگران (interpersonal dependency scale-IDS): این مقیاس یک ابزار ۴۸ ماده‌ای است برای سنجیدن افکار و احساس‌های مربوط به نیاز به مراد به نزدیک با اشخاص ارزشمند توسط هر شفیلد و همکاران در سال ۱۹۷۷ ساخته شده است. تحلیل عاملی منجر به وجود سه خرده‌مقیاس شد: اتکا عاطفی به دیگران، فقدان اعتماد به خود و تأیید خودمختاری. این مقیاس از همسانی درونی خوبی با دامنه اعتبار دو نیمه‌کردن ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ برخوردار است. همچنین با توجه به اینکه دو خرده‌مقیاس اول این مقیاس همبستگی معناداری با مقیاس روان رنجورخوبی پرسشنامه شخصیت مادلی دارد از روای همزمان خوبی برخوردار است. در ایران نیز قلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۲)، در بررسی اعتبار این مقیاس با روش دو نیمه‌کردن برای سه زیر مقیاس اتکا عاطفی به دیگران، فقدان اعتماد به خود و تأیید خودمختاری به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۷۶، ۰/۸۴ و با روش آلفای کرونباخ نیز ۰/۷۲ را بدست آوردند (حسینی اردکانی، ۱۳۹۹).

• یافته‌ها

بر اساس تحلیل‌های توصیفی، بیشترین فراوانی نمونه مربوط به گروه سنی ۱۸ تا ۲۴ سال (۶۳/۴ درصد) بود و کمترین فراوانی به افراد ۳۷ سال به بالا (۰/۲ درصد) اختصاص داشت. از نظر مقطع تحصیلی، ۵۴/۱ درصد در مقطع کارشناسی، ۳۱/۴ درصد کارشناسی ارشد و ۱۴/۵ درصد در مقطع دکتری تخصصی مشغول به تحصیل بودند. همچنین، ۶۸/۸ درصد از شرکت‌کنندگان مجرد، ۳۰/۷ درصد متأهل و ۰/۷ درصد متارکه کرده بودند. نمونه پژوهش از تمامی دانشکده‌های دانشگاه گیلان انتخاب شد که بیشترین سهم مربوط به دانشکده‌های ادبیات و علوم انسانی، علوم کشاورزی و علوم پایه بود.

در جدول ۱، شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی گزارش شده است. به‌منظور بررسی پایایی مقیاس، از ضریب آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی بازآزمایی استفاده شد.

جدول ۱. آمار توصیفی و آلفای کرونباخ مقیاس سندرم سیندرلا

مقیاس	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آلفای کرونباخ	ضریب باز آزمایی
نگرش جنسی	۳۸/۷۳	۶/۴۲	-۰/۳۸	-۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۷۳
پذیرفتن مسئولیت	۲۲/۳۸	۴/۳۶	-۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۷۷	۰/۷۶
ترک شغل	۲۲/۷۲	۴/۳۱	-۰/۰۵	-۰/۲۸	۰/۸۰	۰/۷۴
کل مقیاس	۸۳/۸۳	۸/۶۲	۰/۰۸	-۰/۲۴	۰/۷۲	۰/۷۹

با توجه به اینکه چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش بین ۲- تا ۲+ است، می‌توان از آزمون‌های پارامتریک و تحلیل عامل تأییدی کوواریانس محور استفاده کرد. برای بررسی همسانی درونی مقیاس ضرایب آلفای کرونباخ محاسبه شد. نتایج نشان داد که مقدار آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۷۲ است، که این مقدار بیانگر سطح مطلوبی از همسانی درونی است. همچنین، ضرایب بازآزمایی مربوط به هر یک از زیرمقیاس‌ها نیز در محدوده قابل قبول و مطلوب قرار داشتند، که نشان‌دهنده همسانی درونی مناسب و اعتبار مناسب در طول زمان است. (جدول ۱).

جدول ۲ مؤلفه استخراج شده و همچنین ماده‌های مربوط به آن را نشان می‌دهد. همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، تحلیل‌های توصیفی برای همه ماده‌ها انجام گرفته است. براساس اطلاعات، کجی و کشیدگی تمام ماده‌ها در بازه ۲- تا ۲+ قرار دارد. بنابراین استفاده از روش‌های پارامتریک امکان‌پذیر است.

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی ماده‌ها، بارهای عاملی مؤلفه‌ها و ضرایب همسانی درونی آنها

ماده‌ها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی ماده با نمره کل	بار عاملی	آلفای کرونباخ	آلفا در صورت حذف ماده
ماده ۱	۳/۲۹	۰/۹۷	-۰/۲۱	-۰/۲۸	۰/۳۱	۰/۵۹		۰/۷۹
ماده ۶	۳/۵۶	۰/۹۳	-۰/۳۸	-۰/۲۲	۰/۳۷	۰/۵۵		۰/۷۹
ماده ۸	۳/۴۷	۰/۹۷	-۰/۴۵	۰/۰۳	۰/۴۴	۰/۷۵		۰/۷۸
ماده ۱۰	۳/۵۶	۰/۹۹	-۰/۱۸	-۰/۸۹	۰/۳۴	۰/۴۷		۰/۸۰
ماده ۱۲	۳/۵۰	۱/۰۴	-۰/۳۴	-۰/۴۵	۰/۳۱	۰/۵۵	۰/۸۱	۰/۷۹
ماده ۱۳	۳/۵۷	۰/۹۷	-۰/۲۴	-۰/۴۹	۰/۳۵	۰/۵۵		۰/۸۰
ماده ۱۴	۳/۵۶	۰/۹۳	-۰/۳۱	-۰/۱۴	۰/۳۰	۰/۴۶		۰/۷۹
ماده ۱۵	۳/۵۰	۰/۹۷	-۰/۳۲	-۰/۲۹	۰/۳۸	۰/۴۸		۰/۸۰
ماده ۲۰	۳/۵۸	۰/۹۴	-۰/۳۱	-۰/۱۰	۰/۲۹	۰/۳۹		۰/۷۹
ماده ۲۳	۳/۴۸	۰/۹۲	-۰/۴۴	-۰/۰۹	۰/۴۵	۰/۵۶		۰/۷۹
ماده ۳	۳/۱۵	۰/۸۵	-۰/۰۹	-۰/۰۲	۰/۲۸	۰/۵۹		۰/۷۷
ماده ۴	۳/۳۰	۰/۹۸	-۰/۰۶	-۰/۵۶	۰/۳۸	۰/۶۳		۰/۷۳
ماده ۵	۳/۳۱	۰/۹۷	۰/۰۵	-۰/۸۰	۰/۳۱	۰/۶۱		۰/۷۴
ماده ۱۶	۳/۱۳	۰/۹۷	۰/۱۲	-۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۶۸	۰/۷۷	۰/۷۴
ماده ۱۷	۳/۰۸	۱/۰۲	۰/۲۳	-۰/۶۹	۰/۳۵	۰/۶۸		۰/۷۳
ماده ۱۸	۲/۹۸	۰/۸۷	۰/۰۹	-۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۶۹		۰/۷۴
ماده ۲۵	۳/۳۸	۱/۰۱	-۰/۰۷	-۰/۷۹	۰/۴۰	۰/۶۹		۰/۷۲
ماده ۲	۳/۴۴	۰/۸۶	-۰/۲۵	-۰/۴۰	۰/۳۵	۰/۷۸		۰/۷۷
ماده ۷	۳/۱۶	۰/۹۴	۰/۰۷	-۰/۶۲	۰/۴۰	۰/۷۲		۰/۷۷
ماده ۱۱	۳/۱۱	۰/۸۵	-۰/۱۲	-۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۶۰		۰/۷۹
ماده ۱۹	۳/۴۱	۰/۹۷	-۰/۱۴	-۰/۶۵	۰/۴۳	۰/۷۰	۰/۸۰	۰/۷۷
ماده ۲۱	۳/۲۷	۰/۹۲	-۰/۱۷	-۰/۴۷	۰/۴۲	۰/۷۳		۰/۷۷
ماده ۲۲	۳/۲۰	۰/۹۳	-۰/۰۹	-۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۷۰		۰/۷۷
ماده ۲۴	۳/۰۸	۰/۸۷	۰/۰۹	-۰/۵۷	۰/۳۱	۰/۶۶		۰/۷۸

نگرش جنسی

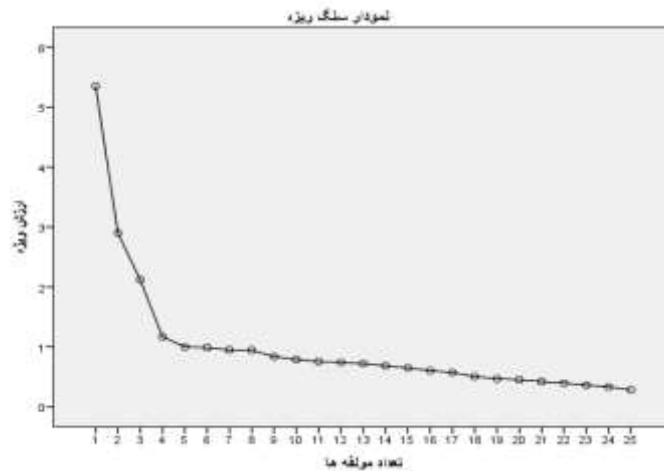
نیو
مسئولیت پذیری

ترک شغل

*همبستگی‌ها در سطح خطای نوع اول ۰/۰۵ معنادار است.

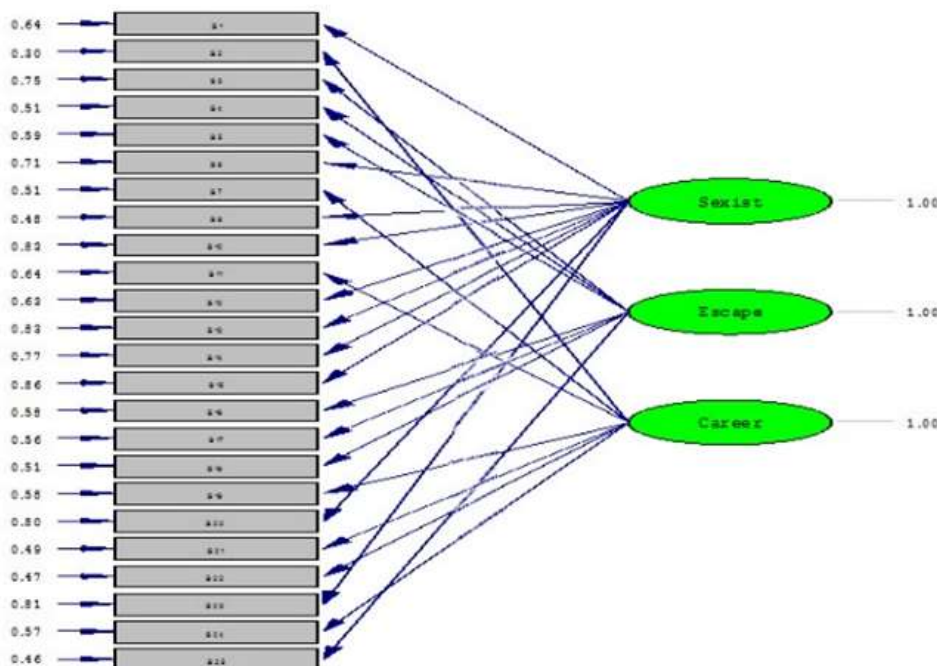
به منظور بررسی روایی محتوایی، از دیدگاه متخصصان روان‌شناسی استفاده شد. نتایج تحلیل نشان داد که مقادیر ضریب روایی محتوا برای تمامی ماده‌ها در محدوده ۰/۸۰ تا ۱ قرار گرفت که همگی بالاتر از مقدار آستانه تعیین شده در جدول لاوشه بودند؛ از این رو، تمامی ماده‌ها به عنوان موارد ضروری و با اهمیت برای ابزار پژوهش تأیید شدند. همچنین شاخص روایی محتوا برای کل ابزار بیش از ۰/۶۳ محاسبه شد که نشان‌دهنده وضوح، تناسب و سادگی مطلوب ماده‌ها است.

در ادامه، تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. با اجرای یک تحلیل عاملی اولیه، مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی مورد بررسی قرار گرفت. مقدار شاخص کفایت نمونه‌گیری (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of sampling adequacy) برابر با ۰/۸۳ بود که این مقدار نشان داد که نمونه حاضر از کفایت مطلوبی برای تحلیل برخوردار است. همچنین، آزمون کروییت بارتلت (Bartlett's Test of Sphericity) نیز از لحاظ آماری معنادار بود ($\chi^2 = 1338/25$ ، $p < 0/001$) که این مقدار از قابلیت اجرای تحلیل عاملی بر داده‌ها پشتیبانی کرد. نمودار اسکری (Scree plot) مربوط به سهم ارزش ویژه عوامل در تصویر شماره ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱. نمودار اسکری مربوط به ارزش ویژه تعیین شده

در جریان تحلیل عاملی مقیاس از روش چرخش واریماکس استفاده شد. ماده شماره ۹ که وزن عاملی آن کمتر از ۰/۳ بود، حذف شد. در مجموع سه مؤلفه ارزش ویژه بالاتر از یک داشت که در مجموع ۴۳/۰۳ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کرد.



شکل ۲. مدل سه عاملی برازش یافته مقیاس سندرم سیندرلا

جدول ۳ ضرایب استاندارد شده و مقادیر t آنها را در مدل سندرم سیندرلا نشان می‌دهد. همان‌طور که گزارش شده است همه ضرایب مطلوب هستند و مقادیر t مربوط به آنها بالا است و در سطح $0/001$ معنادار هستند (جدول ۳). در ادامه برای بررسی شاخص‌های برازش مدل از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج در جدول ۴ بیان شده است. اگرچه شاخص مجذور کا معنادار بود ولی با توجه به این که این شاخص در مواردی که حجم نمونه بالاست معنادار می‌شود، می‌توان از آن چشم‌پوشی نمود. در عوض به جای شاخص مجذور خی به تفسیر شاخص دیگری به نام نسبت مجذور خی بر درجه آزادی می‌پردازند. حاصل تقسیم شاخص مجذور خی بر درجه آزادی برابر با $1/47$ است که پایین‌تر از مقدار بحرانی ۳ است شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد در این مدل برابر با $0/02$ است. شاخص‌های برازش مقایسه‌ای، شاخص برازش هنجار شده، شاخص برازش هنجار نشده، شاخص برازش فزاینده، شاخص نیکویی نسبی به ترتیب برابر با $0/95$ ، $0/88$ ، $0/94$ ، $0/95$ و $0/87$ به دست آمد و با توجه به این که اکثریت مقادیر این شاخص‌ها بالای $0/9$ و یا نزدیک به $0/9$ است، در نتیجه نشانگر برازش مطلوب مدل هستند (جدول ۴).

جدول ۳. ضرایب استاندارد شده و مقادیر t در مدل اندازه‌گیری سندرم سیندرلا

مقدار t	ضرایب استاندارد	ماده‌ها
۸/۴۵	۰/۶۰	۱ من معتقدم که تنها از طریق ازدواج می‌توانم تا پایان عمر محافظت و حمایت شوم.
۷/۳۷	۰/۵۳	۶ همسر امن باعث می‌شود هرگز احساس تنهایی نکنم و همیشه برای رفع این نیاز به او وابسته باشم.
۱۰/۷۴	۰/۷۳	۸ در روابط، مرد محافظ است و زن فرد محافظت‌شده.
۵/۴۸	۰/۴۱	۱۰ تشکیل خانواده، همسر و مادر بودن برای من جذاب‌تر از زندگی آزاد و مستقل است.
۸/۶۲	۰/۶۱	۱۲ هر زنی آرزو می‌کند که روزی یک مرد زندگی او را بهتر کند.
۵/۶۱	۰/۴۲	۱۳ هر زن باید منتظر باشد که یک شاهزاده با اسب سفید باشد که او را نجات دهد.
۶/۴۶	۰/۴۸	۱۴ تصور وابستگی به همسر مرا اذیت نمی‌کند؛ برعکس، باعث ایجاد حس امنیت در من می‌شود.
۴/۹۷	۰/۳۷	۱۵ وظیفه اصلی زن این است که محیط خانوادگی را بر اساس انتظارات همسرش آماده کند.
۴/۹۷	۰/۴۵	۲۰ زن باید به گونه‌ای رفتار و صحبت کند که مرد احساس برتری کند.
۵/۸۶	۰/۴۴	۲۳ زن باید نسبت به همسرش که از او محافظت می‌کند مطیع باشد.
۷/۱۰	۰/۵۰	۳ مردان باید بیشتر از زنان کار کنند و مسئول فراهم کردن زندگی راحت و تامین نیازهای زنان باشند.
۱۰/۶۸	۰/۷۰	۴ این فرصت بزرگی است که زنان می‌توانند در مشکلات از حمایت‌های همسرشان استفاده کنند.
۹/۴۵	۰/۶۴	۵ هنگام انتخاب همسر، مطمئن می‌شوم که او کسی باشد که مرا از زیر بار مسئولیت‌ها نجات دهد.
۹/۷۱	۰/۶۵	۱۶ فکر می‌کنم احساس امنیتی که همسرم به من می‌دهد، حق من است.
۹/۹۶	۰/۶۶	۱۷ می‌خواهم مرد زندگی‌ام مسئولیت زندگی و رفاه مرا به عهده بگیرد.
۱۰/۶۸	۰/۷۰	۱۸ مرد باید زندگی راحتی به زن فراهم کند، چرا که او به تنهایی قادر به تأمین این نیازها نیست.
۱۱/۴۵	۰/۷۴	۲۵ انتظار دارم همسرم از من همانند والدینم حمایت کند.
۱۴/۲۵	۰/۸۴	۲ زنان پس از ازدواج، باید ساعت اشتغال خود را کاهش دهند.
۱۰/۹۲	۰/۷۰	۷ اگر جاه‌طلبی شغلی زیادی داشته باشم، به نظر می‌رسد که ویژگی‌های زنانه خود را از دست خواهم داد.
۸/۸۶	۰/۶۰	۱۱ زن باید برای موفقیت همسرش فداکاری کند و در صورت لزوم از رویاهای خود دست بکشد.
۹/۴۸	۰/۶۵	۱۹ زنان باید مشکلات رابطه جنسی خود را نادیده بگیرند و با کمترین پرسش و اعتراض با این مشکلات کنار بیایند.
۱۱/۱۹	۰/۷۲	۲۱ زن باید نسبت به همسر خود مطیع و فداکار باشد تا در سنین پیری رها نشود.
۱۱/۳۹	۰/۷۲	۲۲ به نظر من جذابیت، مطیع و زنانه بودن یک زن مهم‌تر از این است که بتواند از خودش مراقبت کند و مستقل رفتار کند.
۹/۹۸	۰/۶۶	۲۴ وقتی صحبت از ازدواج به میان می‌آید، ترجیح می‌دهم از موفقیت‌ها و موقعیت‌های شغلی خود دست بکشم.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل سندرم سیندرلا

شاخص	Df	X^2	X^2/df	RMSEA	CFI	NFI	NNFI	IFI	RFI
مقدار	۲۴۹	۳۶۶/۱۴	۱/۴۷	۰/۰۲	۰/۹۵	۰/۸۸	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۸۷

در ادامه جهت ارزیابی روایی پرسشنامه، از ضریب همبستگی پیرسون بین مؤلفه‌های سندرم سیندرلا با مقیاس تجدیدنظر شده اختلال شخصیت وابسته و مقیاس وابستگی به دیگران محاسبه شد. همان‌گونه که در جدول ۵ مفروض است، ضرایب همبستگی پیرسون گزارش شده در ماتریس همبستگی نشانگر آن است که همبستگی معناداری در سطح معناداری ۰/۰۱ بین سندرم سیندرلا و خرده‌مقیاس‌های آن با اختلال شخصیت وابسته و وابستگی به دیگران به صورت مثبت وجود دارد که نشان‌دهنده چگونگی روایی همگرای مقیاس است.

جدول ۵. همبستگی پیرسون میان سندرم سیندرلا و اختلال شخصیت وابسته و وابستگی به دیگران

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. نگرش جنسی	۱					
۲. نبود مسئولیت‌پذیری	۰/۱۸**	۱				
۳. ترک شغل	۰/۲۰**	۰/۲۳**	۱			
۴. سندرم سیندرلا (نمره کل)	۰/۴۵**	۰/۵۱**	۰/۳۹**	۱		
۵. اختلال شخصیت وابسته	۰/۳۱**	۰/۱۱*	۰/۲۵**	۰/۳۱**	۱	
۶. وابستگی به دیگران	۰/۳۷**	۰/۱۷**	**۰/۲۱	۰/۲۷**	۰/۱۴*	۱

P** < 0/01 *P < 0/05

● بحث

هدف پژوهش حاضر، ترجمه، بومی‌سازی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سندرم سیندرلا در نمونه‌ای از دانشجویان زن ایرانی بود. نتایج به‌دست‌آمده به‌طور کلی نشان داد که نسخه فارسی این ابزار از اعتبار، روایی و ساختار عاملی قابل قبولی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر برای سنجش سندرم سیندرلا در بافت فرهنگی ایران مورد استفاده قرار گیرد.

در گام نخست، بررسی شاخص‌های اعتبار نشان داد که ضرایب آلفای کرونباخ به‌دست‌آمده برای خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل، همگی در دامنه قابل قبول قرار دارند. این یافته بیانگر آن است که ماده‌های هر خرده‌مقیاس از همسانی درونی مناسبی برخوردار بوده و سازه‌های موردنظر را به‌صورت منسجم اندازه‌گیری می‌کنند. افزون‌بر این، ضرایب بازآزمایی مطلوب حاکی از ثبات زمانی مقیاس است و نشان می‌دهد که سازه سندرم سیندرلا در بازه زمانی مورد بررسی از پایداری نسبی برخوردار است. این نتایج با یافته‌های پژوهش دمیر و همکاران (۲۰۲۱) همسو بوده و بر قابلیت اعتماد این ابزار در سنجش ویژگی‌های وابستگی روانی و نگرش‌های مرتبط با آن تأکید می‌کند. در ادامه، روایی محتوایی مقیاس با بهره‌گیری از قضاوت متخصصان مورد بررسی قرار گرفت. مقادیر مطلوب شاخص‌های CVI و CVR نشان داد که ماده‌ها از نظر ضرورت، وضوح و تناسب مفهومی، به‌خوبی نمایانگر سازه سندرم سیندرلا هستند. این امر حاکی از آن است که فرایند ترجمه و تطبیق فرهنگی مقیاس با دقت انجام شده و محتوای ماده‌ها با زمینه فرهنگی جامعه ایرانی هم‌خوانی دارد. توجه به این نکته حائز اهمیت است که در ابزارهای مرتبط با نقش‌های جنسیتی، حساسیت فرهنگی نقش تعیین‌کننده‌ای در حفظ روایی ابزار ایفا می‌کند.

یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که ساختار مقیاس سندرم سیندرلا در نمونه ایرانی از سه عامل متمایز شامل نگرش جنسی، نبود مسئولیت‌پذیری و ترک شغل تشکیل شده است. این سه عامل در مجموع حدود ۴۳ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین کردند که در پژوهش‌های روان‌سنجی مقدار قابل قبولی تلقی می‌شود. حذف یک ماده با بار عاملی پایین نیز نشان‌دهنده دقت فرایند پالایش ماده‌ها و تلاش برای دستیابی به ساختاری شفاف و معنادار است. همسویی این ساختار عاملی با الگوی ارائه‌شده توسط سازندگان اصلی مقیاس، بیانگر ثبات مفهومی سازه سندرم سیندرلا در بافت‌های فرهنگی متفاوت است. در مرحله بعد، تحلیل عاملی تأییدی برای بررسی برازش مدل سه‌عاملی انجام شد. نتایج CFA نشان داد که بارهای عاملی ماده‌ها در دامنه مطلوب قرار دارند و همگی به‌طور معناداری سازه‌های نهفته مربوطه را اندازه‌گیری می‌کنند. شاخص‌های برازش مدل نیز، علی‌رغم معناداری آزمون مجذور کای (که با توجه به حجم نمونه قابل انتظار است)، حاکی از برازش مطلوب مدل با داده‌ها بودند. به‌ویژه مقدار پایین RMSEA و مقادیر قابل قبول شاخص‌های CFI، NNFI و IFI نشان می‌دهد که مدل اندازه‌گیری پیشنهادی از انسجام ساختاری مناسبی برخوردار است. این یافته‌ها بار دیگر اعتبار ساختار سه‌عاملی سندرم سیندرلا را تأیید کرده و با نتایج دمیر و همکاران (۲۰۲۱) هم‌خوانی دارد. از منظر روایی همگرا، نتایج همبستگی‌های معنادار و مثبت بین نمره کل سندرم سیندرلا و خرده‌مقیاس‌های آن با اختلال شخصیت وابسته و وابستگی

به دیگران، نشان‌دهنده هم‌پوشانی مفهومی این سازه با الگوهای وابستگی روانی است. این یافته‌ها مؤید آن است که سندرم سیندرلا، همان‌گونه که در چارچوب نظری مطرح شده، با گرایش‌های وابسته‌محور، نیاز به حمایت بیرونی و واگذاری مسئولیت‌های فردی ارتباط دارد. در عین حال، شدت همبستگی‌ها در سطح متوسط باقی مانده است که می‌تواند بیانگر تمایز نسبی این سازه از اختلال شخصیت وابسته و تأکید بر ماهیت نگرشی-فرهنگی سندرم سیندرلا باشد.

• نتیجه‌گیری

در مجموع، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که نسخه فارسی مقیاس سندرم سیندرلا از ویژگی‌های روان‌سنجی قابل قبولی برخوردار است و می‌تواند در پژوهش‌های آتی و همچنین در محیط‌های مشاوره و روان‌درمانی مورد استفاده قرار گیرد. کوتاه‌بودن مقیاس و سهولت اجرا از مزایای عملی این ابزار محسوب می‌شود که امکان استفاده از آن را در غربال‌گری‌های بالینی و پژوهش‌های میدانی فراهم می‌سازد. با این حال، پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی نیز همراه است. نمونه پژوهش صرفاً از دانشجویان دختر یک دانشگاه انتخاب شده است و این امر تعمیم‌پذیری نتایج را محدود می‌کند. افزون‌بر این، غلبه شرکت‌کنندگان مجرد در بازه سنی ۱۸ تا ۳۵ سال ممکن است الگوی خاصی از نگرش‌های وابسته‌محور را بازتاب دهد. از این رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی این مقیاس در نمونه‌هایی با دامنه سنی گسترده‌تر، وضعیت‌های تأهل متفاوت و بافت‌های فرهنگی متنوع مورد بررسی قرار گیرد. همچنین بررسی رابطه سندرم سیندرلا با متغیرهایی نظیر سبک دلبستگی، رابطه با والدین، تجربه‌های دوران کودکی و همبودی با سایر اختلالات روان‌شناختی می‌تواند به درک عمیق‌تر این سازه کمک کند.

• تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

• تشکر و قدردانی

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول است. نویسندگان وظیفه خود می‌دانند تا مراتب قدردانی و سپاسگزاری خودشان را از شرکت‌کنندگان در پژوهش حاضر که دانشجویان دختر دانشگاه گیلان بودند و همچنین از مسئولان این دانشگاه اعلام نمایند.

• منابع

- سرمد، و، بازرگان، ع، و حجازی، ا. (۱۳۹۳). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: انتشارات آگاه.
- Cohen, R. J., & Swerdlik, M. E. (2018). *Psychological testing and assessment: An introduction to tests and measurement* (9th ed.). McGraw-Hill Education.
- Demir, A., Kaya, L., Turan, M., & Vural Butik, M. (2021). Cinderella syndrome in women with fear of independence: Developing a scale. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, 8(1), 1–14. <https://doi.org/10.17220/ijpes.2021.8.1.236>
- Dowling, C. (1998). *Cinderella complex: The fear of independence in contemporary women* (S. Budak, Trans.). Oteki.
- Eagly, A. H., & Wood, W. (2023). The nature–nurture debates: 25 years of challenges in understanding gender development. *American Psychologist*, 78(3), 299–312. <https://doi.org/10.1037/amp0000307>
- Eatesamipour, R., & Pourmohseni-Koluri, F. (2025). Psychometric properties of the Emotional Literacy Skills Questionnaire. *Journal of Psychology*, 29(3), 395–405. <https://doi.org/20.1001.1.18808436.1404.29.3.10.2>
- Garver, M. S., & Mentzer, J. T. (1999). Logistics research methods: Employing structural equation modeling to test for construct validity. *Journal of Business Logistics*, 20(1), 33–57. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00076-V](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00076-V)
- Hirschfeld, R. M., Klerman, G. L., Gouch, H. G., Barrett, J., Korchin, S. J., & Chodoff, P. (1977). A measure of interpersonal dependency. *Journal of Personality Assessment*, 41(6), 610–618. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4106_6
- Hoe, S. L. (2008). Issues and procedures in adopting structural equation modeling technique. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 3, 76–83. <https://doi.org/10.2196/70302>
- Hoelter, D. R. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods & Research*, 11(3), 325–344. <https://doi.org/10.1177/0049124183011003003>

- Hosseini Ardakani, A. (2020). The effectiveness of emotion-focused therapy on social anxiety and interpersonal dependency in women attending wellness centers. *New Ideas in Psychology*, 8, 82–92. <https://doi.org/10.22034/3.1.195> {persian}
- Huber, N. M. (2007). *Dependent personality inventory (DPI): A scale to assess dependent personality subtypes based on DSM-IV-TR criteria* (Doctoral dissertation, Cleveland State University).
- Hyde, J. S., Bigler, R. S., Joel, D., Tate, C. C., & van Anders, S. M. (2022). The future of sex and gender in psychology. *American Psychologist*, 77(2), 171–186. <https://doi.org/10.1037/amp0000307>
- Mazaheri Nejadfard, G., Hossein Thabit, F., & Barjali, A. (2018). The effectiveness of acceptance and commitment therapy on interpersonal dependence and action control of dependent personality disorder. *Applied Psychological Research (Psychology and Educational Sciences)*, 10(3), 161–176. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.897426> {persian}
- Ozer, D., Karatas, Z., & Ergun, O. R. (2019). Analysis of gender roles in primary school (1st to 4th grade) Turkish textbooks. *Eurasian Journal of Educational Research*, 79, 1–20. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ejer/issue/42986/520483>
- Rudman, L. A., Moss-Racusin, C. A., Phelan, J. E., & Nauts, S. (2012). Status incongruity and backlash effects: Defending the gender hierarchy motivates prejudice against female leaders. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48(1), 165–179. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2011.10.008>
- Sadeghzadeh, M., Jafari, M., & Ghomatipour, N. (2024). Psychometric properties and factor structure of Persian version of Premenstrual Coping Measure. *Journal of Psychology*, 28(1), 55–65. <http://iranapsy.ir/Article/40716> (Persian)
- Saha, S., & Safri, T. S. (2016). Cinderella complex: Theoretical roots to psychological dependency syndrome in women. *The International Journal of Indian Psychology*, 3(3), 118–122. <https://doi.org/10.25215/0303.148>
- Sivo, S. A., Fan, X. T., Witta, E. L., & Willse, J. T. (2006). The search for optimal cutoff properties: Fit index criteria in structural equation modeling. *The Journal of Experimental Education*, 74(3), 267–288. <https://doi.org/10.3200/JEXE.74.3.267-288>
- Sneha, S., & Rahmath, F. (2018). A study of relationship between Cinderella complex and personal growth among young females. *Indian Journal of Psychological Science*, 10(1), 102–107. <http://doi.org/10.5281/zenodo.2532314>
- Su, T., & Xue, Q. (2010). The analysis of transition in woman social status: Comparing Cinderella with Ugly Betty. *Journal of Language Teaching & Research*, 1(5), 746–752. <https://doi.org/10.4304/jltr.1.5.746-752>
- Torabi, S. S., & Hassanabadi, H. (2023). Psychometric indices of Zuckerman's Sensation Seeking Scale: A factor for predicting students' academic procrastination. *Journal of Psychology*, 27(3), 263–273. <http://www.iranapsy.ir/Article/40593> {persian}
- Vescio, T. K., Gervais, S. J., & Snyder, M. (2023). Gender stereotypes and power dynamics in close relationships. *Personality and Social Psychology Review*, 27(1), 3–24. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.4.658>

اثربخشی درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله در قربانیان خیانت زناشویی

Effectiveness of Therapy Based on Baucom's Model and Emotional Couple Therapy on Forgiveness, Internalized Shame, and Problem Solving in Victims of Marital Infidelity

Monire Mohammadinejad-Motlagh, PhD Student

Hassan Bafandeh-Qaramaleki, PhD[✉]

Gholamreza Chalabianlou-Hasratloo, PhD

Ezzatollah Ahmadi, PhD

منیره محمدی نژاد مطلق^۱

حسن بافنده قراملکی^۲

غلامرضا چلیانلو حسرتانلو^۱

عزت‌اله احمدی^۱

Abstract

Aim: The aim of the present study was Comparing the Effectiveness of Therapy Based on Baucom's Model and Emotional Couple Therapy on, Forgiveness, Internalized Shame, and Problem Solving in Victims of Marital Infidelity. **Method:** The method of the present study was quasi-experimental and pre-test-post-test-follow-up with a control group. The statistical population included all women affected by infidelity who had referred to divorce centers in Tehran in the fall of 2024. 45 people were selected through purposive sampling and were randomly assigned to three groups (15 people in emotion-focused couple therapy, 15 people in Bakum model therapy, and 15 people in the control group) and responded to Pollard's forgiveness questionnaire (1998), Cook's internalized shame questionnaire (1993), and Ahmadi's family problem solving questionnaire (2010). The experimental groups also underwent intervention during 8 45-minute weekly sessions. The obtained data were also analyzed using the repeated measures analysis of variance method and SPSS-26 software. **Findings:** The results showed that treatment based on the Bakum model and emotion-focused couple therapy were effective on forgiveness, internalized shame, and problem solving. Also, Bakum treatment had a greater effect on forgiveness and problem-solving variables than emotion-focused treatment, but on internalized shame variable, emotion-focused treatment had a greater effect than Bakum treatment ($P < 0.05$). **Discussion and Conclusion:** Both treatment methods can be used in the context of couples.

Keywords: Bakum Model Therapy, Emotion-Focused Couple Therapy, Forgiveness, Shame, Problem Solving, Infidelity.

چکیده

پژوهش حاضر با هدف مقایسه اثربخشی درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله در زنان قربانی خیانت زناشویی انجام شد. این پژوهش از نوع شبه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون-پس‌آزمون-پیگیری و دارای گروه کنترل بود. جامعه آماری شامل کلیه زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز طلاق شهر تهران در پاییز سال ۱۴۰۳ بود که از میان آنان، ۴۵ نفر به روش نمونه‌گیری هدف‌مند انتخاب و به‌صورت تصادفی در سه گروه ۱۵ نفری (زوج‌درمانی هیجان‌مدار، درمان مبتنی بر مدل باکوم و گروه کنترل) جایگزین شدند. شرکت‌کنندگان به مقیاس‌های بخشودگی پولارد (۱۹۹۸)، شرم درونی‌شده کوک (۱۹۹۳) و پرسشنامه حل مسئله خانواده احمدی (۲۰۱۰) پاسخ دادند. گروه‌های آزمایش طی ۸ جلسه ۴۵ دقیقه‌ای به‌صورت هفتگی تحت مداخله قرار گرفتند. داده‌ها با استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و به کمک نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ تحلیل شدند. نتایج نشان داد هر دو مداخله بر بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله اثربخش بوده‌اند. همچنین، در متغیرهای بخشودگی و حل مسئله، درمان مبتنی بر مدل باکوم اثربخشی بیشتری نسبت به زوج‌درمانی هیجان‌مدار داشت، درحالی‌که در متغیر شرم درونی‌شده، زوج‌درمانی هیجان‌مدار مؤثرتر بود ($P < 0/05$). براساس یافته‌ها، هر دو رویکرد درمانی قابلیت استفاده در مداخلات زوج‌درمانی را دارند.

واژه‌های کلیدی: درمان مبتنی بر مدل باکوم، زوج‌درمانی هیجان‌مدار، بخشودگی، شرم، حل مسئله، خیانت.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۵ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۹/۱۶

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان، تبریز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

ازدواج روندی است که با آن زن و مرد به‌عنوان همسر، روابط خود را به‌صورت عمومی و رسمی شکل می‌دهند. نهاد ازدواج باگذشت زمان دچار تحولاتی در رابطه با زن و شوهر شده که ممکن است روابط زناشویی را تحت تأثیر قرار دهد (باس، ۲۰۱۸). یکی از عوامل آسیب‌زا، خیانت زناشویی است (الیسون، ۲۰۱۷). خیانت زناشویی (marital infidelity) نوعی رابطه جنسی، عاطفی یا جنسی-عاطفی با فردی غیر از همسر است که از همسر پنهان می‌شود (مونش، ۲۰۱۵). آمارها نشان می‌دهد ۲۲ تا ۲۵ درصد از مردان متأهل و ۱۱ تا ۱۵ درصد از زنان متأهل درگیر در خیانت زناشویی بوده‌اند (مونش، ۲۰۱۵). همسر آسیب‌دیده از خیانت زناشویی اغلب هیجان‌های منفی مانند؛ ناامنی، خصومت، افسردگی، اضطراب، سرزنش و حقارت را تجربه خواهد کرد (تپلو و فینچام، ۲۰۱۸). یکی از مشکلات ایجادشده ناشی از خیانت، ناتوانی در حل مسئله (problem solving) است. پس‌از برملا شدن خیانت، همسر آسیب‌دیده ممکن است کارهای غیرمعمول و پیش‌بینی‌نشده‌ای انجام دهد، به‌جای حل مسئله، احساس ناامیدی و خشم وجودشان را فرامی‌گیرد (باکوم، ۲۰۰۹). افراد فاقد توانایی حل مسئله، به‌محض مواجهه با مسائل زندگی ممکن است رفتارهای تکانشی از خود بروز داده و در نتیجه رفتارهای پرخاصگرانه را نسبت به همسر بروز داده یا گوشه‌گیر می‌شوند (شریفی نژاد و همکاران، ۲۰۱۴). یکی دیگر از پیامدهای روان‌شناختی موردتوجه در افراد خیانت‌دیده، احساس شرم (feeling of shame) است (بالدرمادوربین، ۲۰۱۷). زمانی که افراد احساس کنند که کنترل بر زندگی خود را از دست داده‌اند؛ احساس شرم و گناه بیشتری را تجربه می‌کنند (اورث و همکاران، ۲۰۱۰). این هیجان‌ها باعث می‌شود که افراد بعد از تجربه شکست بر خود متمرکز شوند (مک کلاری - سیلز و همکاران، ۲۰۱۶). با توجه به اینکه خیانت یکی از شدیدترین اشتباهاتی است که یک نفر در حق همسری مرتکب می‌شود و به خاطر شدت زیاد آسیب و نحوه حرکت افراد در مسیر دشوار روابط متقابل، مسلماً بخشش (forgiveness) خیانت یک مسئله سخت در روابط زناشویی است (بندیکسن و همکاران، ۲۰۱۸). پیامدهای مخرب خیانت زناشویی نشان می‌دهد خیانت زناشویی تعارض‌آمیزترین موضوعی است که موجب شده زوج درمانگران به‌طور مداوم به دنبال مداخله‌ای باشند که در درمان رابطه زوجین باخیانت زناشویی مؤثر باشد (لبو و گارسیا، ۲۰۲۲). در تبیین و درمان افراد درگیر با مشکل خیانت زناشویی، مدل‌های نظری مختلفی ارائه شده است. ازجمله مدل‌های ارائه‌شده در زمینه درمان خیانت زناشویی می‌توان به درمان هیجان‌مدار (emotional couple therapy) و درمان مبتنی بر مدل سه مرحله‌ای (therapy based on Baucom's model) باکوم و همکاران (۱۳۹۶) اشاره کرد. مدل سه مرحله‌ای باکوم یکی از رویکردهای زوج‌درمانی ترکیبی است (اشنایدر و همکاران، ۲۰۰۷) که براساس نظریه شناختی رفتاری، نظریه بخشودگی در روابط بین-فردی، نظریه مبتنی بر پیش و نظریه پاسخ آسیب‌زا، است. مطابق مدل ترکیبی، درمان خیانت دارای سه مرحله است: ۱- شناسایی و فهم آثار آسیب‌زای خیانت ۲- فهم عواملی که منجر به خیانت شده است ۳- ادامه دادن به زندگی همراه با این فهم جدید (آرین فر و اعتمادی، ۱۳۹۵). این رویکرد کمک می‌کند زوجین با علائم تروما کنار بیایند و با عواملی که منجر به بروز خیانت شده است آشنا شوند تا بتوانند استراتژی‌هایی را برای پیشگیری از خطر خیانت ایجاد کنند و در آینده تصمیمات منطقی بگیرند (سانگور و قیامی، ۲۰۲۱). یکی دیگر از رویکردهای درمانی پرکاربرد در این حیطه، زوج‌درمانی متمرکز بر هیجان سوزان جانسون است (کاتالینا، ۲۰۱۷). این روش تلفیقی از رویکرد سیستماتیک و انسان‌گرایی و نظریه دلبستگی است که با توجه به نقش عمده هیجان‌ها در نظریه دلبستگی، به نقش ارتباط‌های هیجانی در سازمان‌دهی الگوهای ارتباطی اشاره دارد. فرانک ویک (۲۰۱۷) نشان داد که زوج‌درمانی متمرکز بر هیجان مبتنی بر مدل درمانی آسیب دلبستگی می‌کوشد تا ارتباطات عاطفی زوج‌هایی که باخیانت زناشویی مواجه شده‌اند را اصلاح نموده و مسئولانه در جهت تأمین نیازهای دلبستگی یکدیگر اقدام نمایند. جعفری و همکاران (۱۴۰۲) نیز در پژوهشی بر اثربخشی این درمان بر سازش زناشویی اذعان داشتند. همین‌طور محمدی و همکاران (۱۳۹۷) نیز در پژوهشی بیان داشتند که این مداخله باعث تأثیر بر دلزدگی زناشویی و میل به طلاق در زوجین می‌شود.

با توجه به پیامدهای روان‌شناختی خیانت زناشویی، سؤال پژوهش حاضر این است که کدام‌یک از دو رویکرد زوج‌درمانی هیجان‌مدار و درمان مبتنی بر مدل باکوم در بهبود بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله زوجین آسیب‌دیده از خیانت زناشویی اثربخشی بیشتری دارد؟

• روش

پژوهش حاضر از نوع کاربردی و با طرح نیمه‌تجربی (پیش‌آزمون- پس‌آزمون با گروه کنترل) انجام شد. شرکت‌کنندگان شامل افراد خیانت‌دیده بودند که به‌طور تصادفی در سه گروه زوج‌درمانی هیجان‌مدار، درمان مبتنی بر مدل باکوم و گروه کنترل جایگزین شدند. مداخله‌ها به‌صورت یک‌سوکور و توسط آزمایشگر اجرا گردید.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز طلاق شهر تهران در پاییز سال ۱۴۰۳ بود. از میان آنان، ۴۵ نفر به روش نمونه‌گیری هدف‌مند انتخاب و سپس به‌صورت تصادفی در سه گروه ۱۵ نفری (زوج‌درمانی هیجان‌مدار، درمان مبتنی بر مدل باکوم و گروه کنترل) تخصیص یافتند. تمامی شرکت‌کنندگان پرسشنامه‌ها را به‌صورت خودگزارشی در سه مرحله پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری تکمیل کردند.

ملاک‌های ورود به پژوهش شامل سن ۲۰ تا ۴۰ سال، مدت‌زمان ازدواج حداکثر ۱۰ سال، سطح تحصیلات دیپلم یا کارشناسی و ارائه رضایت آگاهانه بود. ملاک‌های خروج نیز شامل دریافت هم‌زمان سایر مداخلات روان‌شناختی، وجود سابقه بیماری‌های جسمی یا روانی بر اساس پرونده پزشکی و نبود تمایل به ادامه همکاری در طول پژوهش در نظر گرفته شد.

• ابزارها

الف) مقیاس بخشودگی پولارد (Pollard's forgiveness scale- PFS): برای سنجش بخشودگی از مقیاس

سنجش بخشش در خانواده استفاده شد. این مقیاس در سال ۱۹۸۸ توسط پولارد و همکارانش طراحی و ساخته شد. این مقیاس شامل دو قسمت است یک قسمت مربوط به خانواده اصلی (نسل اول) و قسمت دیگر مربوط به خانواده هسته‌ای یا نسل دوم (زوجین) می‌شود. فرم اصلی مقیاس شامل ۴۰ ماده است که ۲۰ ماده آن مربوط به بخشودگی در خانه همسران است و در این پژوهش نیز این ۲۰ ماده مورد سنجش قرار خواهد گرفت. عبارت‌ها در مورد وضعیت رنجش‌ها و دلخوری‌ها و همچنین بخشایش و گذشت در بین اعضای خانواده است. پاسخ هر ماده شامل یک چهاردرجه‌ای (تقریباً همیشه این‌طور است، اغلب اوقات این‌طور است، به‌ندرت این‌طور است، اصلاً این‌طور نیست) می‌شود. این مقیاس توسط بهاری و سیف در سال ۱۳۷۹ برای خانواده‌های ایرانی هنجاریابی شد و اعتبار آن ۰/۸۴ به‌دست آمد (بهاری و سیف، ۲۰۰۰).

ب) مقیاس شرم درونی‌شده کوک (Cook internalized shame scale- CISS): این مقیاس در سال ۱۹۹۳

تهیه شده و شامل ۳۰ ماده و دو خرده مقیاس کمرویی و عزت‌نفس است. پاسخ به هر ماده این مقیاس به‌صورت ۵ درجه‌ای از نوع لیکرتی است. نمره‌گذاری به‌صورت معکوس صورت می‌گیرد؛ به‌طوری‌که نمره‌های بالا در این مقیاس نشان‌دهنده بی‌ارزشی، بی‌کفایتی، احساس حقارت، پوچی و تنهایی است و نمره پایین بیانگر اعتمادبه‌نفس بالا است. کوک ضریب اعتبار آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های کمرویی و عزت‌نفس را به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۰ گزارش کرده است. همچنین رجبی و عباسی (۱۳۹۰) ضرایب اعتبار آلفای کرونباخ مقیاس شرم درونی در کل نمونه ۰/۹۰ در مردان ۰/۸۹ در زنان ۰/۹۱ گزارش کرده‌اند.

ج) پرسشنامه حل مسئله خانواده (Furgeson problem solving questionnaire- FPSQ): این پرسشنامه با الهام از

پرسشنامه فورگاچ (۱۹۸۹) کایرن و همکاران (۱۹۹۶)، چمپیون و پاور (۲۰۰۰)، دیزوریالا و نزو (۱۹۹۰) توسط احمدی و همکاران (۲۰۱۰) ساخته شد. مواد این پرسشنامه در زمینه روش‌های مواجهه با مشکلات فعلی، میزان شناخت فرایند و گام‌های حل مسئله و چگونگی به‌کارگیری روش‌های حل مسئله در بین زوج‌ها است. براساس مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از گزینه هیچ‌وقت: ۱، به‌ندرت: ۲، بعضی مواقع: ۳، خیلی مواقع: ۴ و همیشه: ۵ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. ضریب همبستگی درونی پرسشنامه با روش ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و میزان اعتبار پرسشنامه با روش بازآزمایی در فاصله دو هفته در بین زوج‌ها ۰/۶۴ محاسبه شد (احمدی و همکاران، ۲۰۱۰).

(د) خلاصه جلسات درمان مبتنی بر مدل باکوم (۲۰۱۱)

این مداخله به صورت ۱۲ جلسه ۶۰ دقیقه‌ای و به شکل هفته‌ای یک جلسه برگزار شد.

جلسه	محتوای جلسه
۱	ارتباط، ارزیابی و برقراری نظم در زندگی روزمره
۲	برقراری ارتباط، ارزیابی رابطه، چگونگی اتفاق خیانت، بررسی میزان تعهد به درمان
۳	بررسی نقاط ضعف و قوت همسران و تنشگرهای محیطی و به حداقل رساندن آسیب‌های بعداز تروما و ارتقا تعاملات و برقراری نظم در زندگی روزمره
۴	ایجاد توانایی درک احساسات زوج آسیب‌دیده و توانایی او برای کنار آمدن با فلش‌بک‌ها، آموزش توان بیان احساسات و آشنایی با احساسات
۵	پاسخگویی زوج خاطی به احساسات زوج آسیب‌دیده، ایجاد وقفه برای تنظیم هیجانات در تعاملات
۶	مواجهه با خیانت و آماده ساختن زوج برای شناسایی عوامل آن در زوج آسیب‌دیده
۷	طبقه‌بندی عوامل در ارتباط با زوج پیمان‌شکن
۸	بررسی عوامل مربوط به شخص سوم، عوامل محیطی، تنشگرها، تسهیل‌کننده‌ها
۹	بررسی عوامل تداوم بخش و نحوه مدیریت عوامل مختلف و تلاش جهت ایجاد تغییرات مؤثر در عوامل سبب‌ساز خیانت
۱۰	طرح‌کردن مسئله بخشودگی چالش با عوامل و باورهای مانع آن، بررسی عواملی که موجب پیشگیری خیانت می‌شود و تعهد را تقویت می‌کند.
۱۱	روش‌های حفظ دستاوردها و هشدار در مورد پس‌نگاه‌ها به خیانت
۱۲	جمع‌بندی، بازخورد و پس‌آزمون

(د) خلاصه جلسات زوج‌درمانی هیجان‌مدار (مسهودی و اسمخانی اکبرنژاد، ۱۴۰۳)

این مداخله به صورت ۱۰ جلسه ۶۰ دقیقه‌ای و به شکل هفته‌ای یک جلسه برگزار شد.

جلسه	محتوای جلسه
۱	معرفی و ایجاد رابطه خوب؛ پذیرش زوجین و خوش‌آمدگویی؛ آشنایی اعضای گروه با یکدیگر و مشاوره؛ بیان کلی در مورد اهداف زوج‌درمانی گروهی هیجان‌مدار؛ بیان مقررات و اصول جلسات؛ اهمیت رعایت نظم و فعال‌بودن در بحث‌ها و انجام‌دادن تکالیف و توافق بر سر زمان تشکیل جلسات، تعداد و مدت آنها؛ ارائه تعریف مفاهیم زوج‌درمانی، ناباوروری، تعهد زناشویی، دلزدگی زناشویی و بررسی نظرات اعضا در مورد این مفاهیم؛ ارزیابی انگیزه و اهداف زوجین از شرکت در این جلسات
۲	ارائه تعریف سبک‌های دلبستگی، دلبستگی بزرگسالان و رابطه دلبستگی با مفاهیم عشق، صمیمیت، روابط زوجین و آشفته‌گی‌های آنها.
۳	شناسایی چرخه تعامل زوجین از طریق توضیح شایع‌ترین الگوهای تعاملی آشفته زوجین به اعضا مانند الگوهای تسلط، عیب‌جویی و تحت‌تعقیب قرار‌دادن که به دنبال آن الگوی دفاع‌کردن، فاصله‌گرفتن و مانند دیوار سنگی شدن در طرف مقابل شکل می‌گیرد. سپس به اعضا آموزش داده می‌شود که چگونه از طریق تکنیک تمرکز و سودبردن از آخرین مشاجره‌هایی که آنها را با همسرشان درگیر کرده است، الگوهای تعاملی آشفته را در روابط خود (با همسر) شناسایی کنند.
۴	ارائه تعریفی از هیجان و تقسیم کردن هیجان‌ها به دو نوع اولیه و ثانویه و نامبردن هیجان متفاوت تا ذهن اعضا با این مفهوم درگیر شود؛ کاوشگری در هیجان‌های ثانویه با هدف دستیابی به هیجان‌های زیرساختاری و ناشناخته (بازشناسی هیجان نوین) مانند احساس درماندگی یا ناتوانی از خشنودکردن همسر خواستن از زوجین که مانند جلسه قبل بر آخرین درگیری خود تمرکز کنند، هیجان‌های خود را بیرون بکشند و به هیجان‌های اولیه و به بر زبان آوردن آنها اقرار کنند.
۵	اشاره به نقش اجتماعی هیجان و چگونگی پدیدآیی هیجان‌ات تقابلی توسط یکدیگر (شرح نحوه شکل‌گیری چرخه و اشاره به قدرت آن در اداره کردن روابط)؛ استفاده از تکنیک شدت‌بخشی (شدت‌بخشی به عناصری که به نظر می‌رسد در حفظ چرخه نقش دارند) و توصیف و شرح چرخه در بافت سبک‌های دلبستگی که در جلسه دوم بررسی گردید (سرزنش‌گری در قالب اهمیت پیکره دلبستگی، خشم در قالب اعتراض دلبسته، اجتناب در قالب ترس از بروز مجدد آشوب و چرخه به عنوان دشمن مشترک، مجدداً قاب‌دهی می‌شوند.
۶	ردگیری دقیق‌تر تعامل‌ها؛ درک دقیق‌تر موقعیت‌های تعاملی؛ تشریح ساختار و فرآیند تعاملات؛ انعکاس الگوهای تعاملی بررسی مجدد میزان اتحاد مشاوره‌ای؛ ارزیابی و برجسته‌سازی پیشرفت حاصل شده؛ کمک به زوجین برای پذیرش و درک چرخه‌های تعاملی خود به دنبال کشف هیجان‌های زیرساختاری و برملاشدن جایگاه هر همسر در رابطه، هیجان‌ها به‌صورت کامل‌تر تجربه می‌شوند و شیوه‌های ادراک خود و همسر در رابطه را عیان می‌سازند.
۷	کمک به تجربه‌گری عمیق‌تر؛ برجسته‌سازی و شرح مجدد نیازهای فطری دلبستگی خواهانه و اشاره به سالم بودن آنها ردگیری هیجان‌های شناخته شده؛ دستیابی به جنبه‌هایی از تجربه هیجانی که انکار یا محدود شده و یا سرکوب گردیده‌اند. فراخوانی درگیری در همسر اجتناب‌کننده
۸	یافتن راه حل‌های جدید برای مشکلات قدیمی شامل: بازسازی تعاملات، تغییر رفتار همسر آسیب‌رسان، ایجاد هماهنگی در حس درونی نسبت به خود و رابطه و تغییر تعاملات غلبه بر موانع واکنش مثبت؛ تکلیف: کشف راه حل‌های جدید برای بحث‌ها و مشکلات قدیمی
۹	استفاده از دستاوردهای مشاوره گروهی در زندگی روزانه شامل: درگیری صمیمانه زوجین، ماندن در سیر فرآیند مشاوره و خارج نشدن از آن، هماهنگی وضعیت‌های جدیدی که زوجین ایجاد کرده‌اند، شناسایی و حمایت از الگوهای سازنده تعاملی، ایجاد دلبستگی ایمن و ساختن یک داستان شاد از رابطه؛ تکلیف: اجرای تکنیک‌ها در محیط روزمره
۱۰	تسهیل پایان جلسات؛ حفظ تغییر تعاملات در آینده؛ تعیین تفاوت بین الگوی تعاملی منفی گذشته در جلسات اولیه و حال حاضر؛ حفظ درگیری هیجانی به منظور ادامه قوی‌کردن پیوند بین آنها؛ تغییرات قابل مشاهده در هیجان‌ها، رفتارها، شناخت و روابط بین فردی همسران؛ هیجان:

هیجان‌های منفی کاهش یافته و به شیوه‌ای نوین تنظیم و پردازش می‌شوند. زوجین می‌توانند در حین درگیری در رابطه، از خود رابطه برای تنظیم هیجان‌های منفی استفاده کنند. رفتار: زوجین از نظر رفتاری نسبت به یکدیگر تغییر کرده‌اند. آنها اکنون هم در جلسات و هم در زندگی روزمره نسبت به یکدیگر پاسخگو و در دسترس‌تر هستند. شناخت: آنها یکدیگر را به شیوه‌ای نو ادراک می‌نمایند. زوجین برای توصیف خود، رابطه و همسر از کلمات جدیدی استفاده می‌کنند. رابطه میان‌فردی: چرخه مثبت نوین فعال‌سازی شده است. قدرت چرخه منفی تقریباً از میان رفته و همسران پاسخ‌های تازه‌ای را به یکدیگر ارائه می‌کنند که این پاسخ‌های تازه، آنها را از نظر هیجانی در رابطه نگه می‌دارد.

• یافته‌ها

در پژوهش حاضر ۴۵ نفر زن شرکت داشتند که در سه گروه ۱۵ نفری (درمان هیجان‌مدار، درمان باکوم، گروه کنترل) قرار گرفتند. از نظر سنی میانگین گروه درمان هیجان‌مدار ۳۳/۴۶ سال، درمان باکوم ۳۳/۲۰ و کنترل ۳۳/۵۳ سال بود. از نظر میانگین مدت زمان ازدواج نیز میانگین گروه درمان هیجان‌مدار ۴/۳۳ سال، درمان باکوم ۴/۶۶ و کنترل ۵/۰۶ سال بود. در ادامه شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی گزارش شده است (جدول ۱).

جدول ۱. آمارهای توصیفی متغیرهای مورد مطالعه به تفکیک گروه و مراحل

متغیرها	گروه	پیش‌آزمون		پس‌آزمون		پیگیری
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	
بخشودگی	درمان هیجان‌مدار	۶۴/۱۳	۱۰/۳۷	۸۶/۶۶	۱۵/۲۳	۸۵/۶۰
	درمان باکوم	۷۰/۶۶	۸/۷۸	۹۶/۴۰	۱۰/۴۲	۹۱/۶۶
	کنترل	۶۵/۴۶	۱۱/۴۰	۶۵/۸۶	۱۲/۳۳	۶۵/۰۶
شرم	درمان هیجان‌مدار	۹۸/۲۶	۵/۷۵	۷۳/۲۶	۸/۷۱	۷۳/۱۳
	درمان باکوم	۹۸/۵۳	۱۳/۷۲	۷۰/۹۳	۱۵/۴۷	۷۱/۶۰
	کنترل	۹۱/۰۰	۱۰/۶۰	۹۰/۵۳	۹/۶۹	۸۹/۴۶
حل مسئله	درمان هیجان‌مدار	۴۵/۴۶	۹/۴۲	۶۶/۱۳	۱۰/۳۲	۶۴/۱۳
	درمان باکوم	۴۸/۰۰	۸/۳۴	۷۰/۰۰	۱۱/۹۵	۶۶/۴۶
	کنترل	۵۲/۱۳	۹/۱۰	۵۱/۸۶	۷/۷۹	۵۲/۶۰

در جدول فوق، میانگین و انحراف معیار هر یک از متغیرهای مورد بررسی و مؤلفه‌های آن گزارش شده است. همچنین نتایج آزمون کجی و کشیدگی جهت بررسی نرمال بودن داده‌ها نشان داد که آماره‌های کجی و کشیدگی در دامنه مورد قبول (۲+ و ۲-) قرار داشت که در نتیجه توزیع داده‌ها در تمامی متغیرها نرمال است. در ادامه جهت بررسی و تحلیل داده‌های به‌دست آمده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده شد.

یکی از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش بخشودگی بود. قبل از اجرای این تحلیل پیش‌فرض‌ها مورد بررسی قرار گرفتند. در بررسی مفروضه‌ها و پیش‌شرط‌های مشخص گردید که بین کوواریانس ماتریس‌های دو گروه تفاوت معناداری وجود دارد (۶۶/۹۱ و Box's M= ۰/۰۰۰۱ و $p=$ ۰/۰۰۰۱). آزمون کرویت بارتلت نیز نشان داد که همبستگی معناداری بین متغیرهای وابسته وجود دارد (۱۰۸/۶۸ و Approx. Chi-Square= ۰/۰۰۰۱ و $p=$ ۰/۰۰۰۱).

همچنین نتایج آزمون لوین برای همگونی واریانس‌های خطا نشان داد که همگونی داده‌ها در مرحله پیش‌آزمون (F- ۱/۰۷؛ P- ۰/۳۵)، پس‌آزمون (F- ۱/۵۸؛ P- ۰/۲۱) و پیگیری (F- ۱/۰۷؛ P- ۰/۳۸) رعایت شده است. بنابراین پیش‌شرط‌های لازم برای اجرای تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر وجود داشت. همچنین نتایج لامبدای ویلکز نشان داد که نتایج نشان داد که اثر درمان مبتنی بر هیجان‌مدار و درمان باکوم معنادار است و بین گروه‌ها در ارتباط با متغیر بخشودگی تفاوت معنادار وجود دارد. به‌علاوه، تعامل این درمان‌ها و عضویت گروهی در طی زمان و گروه بر متغیر بخشودگی معنادار بود و ۸۳ درصد تأثیر دارد (Value. ۰/۱۷، F. ۱۰۰/۰۵، P. ۰/۰۰۰۱، Eta. ۰/۸۳). همچنین نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف حاکی از آن بود که نمرات متغیر بخشودگی مورد بررسی دارای توزیع نرمال بودند ($p > ۰/۰۵$). بنابراین نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر بر متغیر بخشودگی در سه مرحله ارزیابی در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر در متغیر بخشودگی

مقیاس	آماره	خطا	میانگین مجزورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر	توان آماری
بخشودگی	کرویت فرضی	۲	۳۴۸۴/۶۷	۱۲۹/۹۴	۰/۰۰۰۱	۰/۷۵	۱/۰۰۰
	گرین هاوس- گیسر	۱/۷۴	۳۹۹۵/۰۷	۱۲۹/۹۴	۰/۰۰۰۱	۰/۷۵	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۱/۹۰	۳۶۶۷/۲۹	۱۲۹/۹۴	۰/۰۰۰۱	۰/۷۵	۱/۰۰۰
	کران پایین	۱/۰۰	۶۹۶۹/۳۴	۱۲۹/۹۴	۰/۰۰۰۱	۰/۷۵	۱/۰۰۰
بخشودگی* گروه	کرویت فرضی	۴	۸۷۸/۰۰	۳۲/۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۶۰	۱/۰۰۰
	گرین هاوس- گیسر	۳/۴۸	۱۰۰۶/۶۱	۳۲/۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۶۰	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۳/۸۰	۹۲۴/۰۲	۳۲/۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۶۰	۱/۰۰۰
	کران پایین	۲/۰۰	۱۷۵۶/۰۱	۳۲/۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۶۰	۱/۰۰۰

نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی

گروه A	گروه B	اختلاف میانگین	خطای استاندارد	سطح معناداری
هیجان مدار	درمان باکوم	-۷/۴۴	۳/۸۸	۰/۱۸
درمان باکوم	کنترل	۱۳/۳۳	۳/۸۸	۰/۰۰۴
درمان باکوم	کنترل	۲۰/۷۷	۳/۸۸	۰/۰۰۰۱

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، بین سه گروه در مراحل (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) در متغیر بخشودگی تفاوت معناداری وجود دارد ($P < 0/05$) و به این معنا است که در طول سه مرحله آزمون، میان گروه کنترل و آزمایش‌ها (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری در متغیر بخشودگی وجود داشت. اندازه اثر نیز نشان داد که ۷۵ درصد از تغییرات ناشی از تأثیر این درمان‌ها بوده است. همچنین نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی نیز نشان داد که بین درمان‌های هیجان‌مدار و درمان باکوم تفاوت معناداری وجود ندارد. هرچند بر اساس نمرات میانگین‌ها درمان باکوم اثر بیشتری نسبت به درمان هیجان‌مدار داشته است ($86/24$ در برابر $78/80$). همچنین هر دو گروه آزمایش (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری با گروه کنترل داشتند. به طوری که این درمان‌ها باعث افزایش میزان بخشودگی در شرکت‌کنندگان شدند.

یکی دیگر از متغیرهای مورد بررسی در پژوهش حاضر شرم بود. در بررسی مفروضه‌ها و پیش‌شرط‌های مشخص گردید که بین کوواریانس ماتریس‌های دو گروه تفاوت معناداری وجود دارد ($\text{Box's } M = 42/21$ و $p = 0/0001$). آزمون کرویت بارتلت نیز نشان داد که همبستگی معناداری بین متغیرهای وابسته وجود دارد ($\text{Approx. Chi-Square} = 159/51$ و $p = 0/0001$). همچنین نتایج آزمون لوین برای همگونی واریانس‌های خطا نشان داد که همگونی داده‌ها در مرحله پیش‌آزمون ($F = 4/23$; $P = 0/02$) رعایت نشده ولی در پس‌آزمون ($F = 3/20$; $P = 0/051$) و پیگیری ($F = 2/45$; $P = 0/09$) رعایت شده است. بنابراین پیش‌شرط‌های لازم برای اجرای تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر وجود داشت. همچنین نتایج لامبدای ویلکز نشان داد که اثر درمان مبتنی بر هیجان‌مدار و درمان باکوم معنادار است و بین گروه‌ها در ارتباط با متغیر شرم تفاوت معنادار وجود دارد. به علاوه، تعامل این درمان‌ها و عضویت گروهی در طی زمان و گروه بر متغیر شرم معنادار بود و ۸۷ درصد تأثیر دارد ($\text{Eta}^2 = 0/87$, $P = 0/0001$, $F = 148/26$, $\text{Value} = 0/12$). همچنین نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف حاکی از آن بود که نمرات متغیرهای مورد بررسی دارای توزیع نرمال بودند ($p > 0/05$). بنابراین نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر بر متغیر بخشودگی در سه مرحله ارزیابی در جدول (۳) ارائه شده است.

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، بین سه گروه در مراحل (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) در متغیر شرم تفاوت معناداری وجود دارد ($P < 0/05$) و به این معنا است که در طول سه مرحله آزمون، میان گروه کنترل و آزمایش‌ها (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری در متغیر شرم وجود دارد. اندازه اثر نیز نشان داد که ۸۶ درصد از تغییرات ناشی از تأثیر این درمان‌ها بوده است. همچنین نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی نیز نشان داد که بین درمان‌های هیجان‌مدار و درمان باکوم تفاوت معناداری وجود ندارد. هرچند بر اساس نمرات میانگین‌ها درمان هیجان‌مدار اثر بیشتری نسبت به درمان باکوم داشته است ($82/22$ در برابر $80/35$) همچنین هر دو گروه آزمایش (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری با گروه کنترل داشتند. به طوری که این درمان‌ها باعث افزایش کاهش میزان شرم در شرکت‌کنندگان شدند.

جدول ۳. تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر در متغیر شرم

مقیاس	آماره	خطا	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر	توان آماری
رم	کرویت فرضی	۲	۴۵۶۷/۳۱	۲۶۵/۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶	۱/۰۰۰
	گرین هاوس-گیسر	۱/۲۷	۷۱۸۳/۷۹	۲۶۵/۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۱/۳۵	۶۷۳۷/۳۶	۲۶۵/۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶	۱/۰۰۰
شرم * گروه	کران پایین	۱/۰۰	۹۱۳۴/۶۳	۲۶۵/۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶	۱/۰۰۰
	کرویت فرضی	۴	۱۰۳۵/۰۳	۶۰/۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۷۴	۱/۰۰۰
	گرین هاوس-گیسر	۲/۵۴	۱۶۲۷/۹۶	۶۰/۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۷۴	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۲/۷۱	۱۵۲۶/۷۹	۶۰/۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۷۴	۱/۰۰۰
	کران پایین	۲/۰۰	۲۰۷/۰۵	۶۰/۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۷۴	۱/۰۰۰

نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی

گروه A	گروه B	اختلاف میانگین	خطای استاندارد	سطح معناداری
هیجان مدار	درمان باکوم	۱/۸۶	۳/۹۳	۱/۰۰
	کنترل	-۸/۱۱	۳/۹۳	۰/۰۳
درمان باکوم	کنترل	-۹/۹۷	۳/۹۳	۰/۰۴

در نهایت متغیر حل مسئله به عنوان آخرین متغیر مورد بررسی در پژوهش حاضر بود. در بررسی مفروضه‌ها و پیش شرط‌های مشخص گردید که بین کوواریانس ماتریس‌های دو گروه تفاوت معناداری وجود دارد ($\text{Box's } M = 267/75$ و $p = 0/02$). آزمون کرویت بارتلت نیز نشان داد که همبستگی معناداری بین متغیرهای وابسته وجود دارد ($\text{Approx. Chi-Square} = 150/97$ و $p = 0/0001$). همچنین نتایج آزمون لوین برای همگونی واریانس‌های خطا نشان داد که همگونی داده‌ها در مرحله پیش‌آزمون ($F = 0/72$; $P = 0/49$) و پس‌آزمون ($F = 2/31$; $P = 0/11$) رعایت شده ولی در مرحله پیگیری ($F = 4/74$; $P = 0/01$) رعایت نشده است. بنابراین پیش‌شرط‌های لازم برای اجرای تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر وجود داشت. نتایج لامبدای ویلکز نیز نشان داد که اثر درمان مبتنی بر هیجان‌مدار و درمان باکوم معنادار است و بین گروه‌ها در ارتباط با متغیر حل مسئله تفاوت معنادار وجود دارد به‌علاوه، تعامل این درمان‌ها و عضویت گروهی در طی زمان و گروه بر متغیر حل مسئله معنادار بود و ۸۵ درصد تأثیر دارد ($\text{Value} = 0/14$, $F = 119/40$, $P = 0/0001$, $\text{Eta} = 0/85$). همچنین نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف حاکی از آن بود که نمرات متغیرهای مورد بررسی دارای توزیع نرمال بودند ($p > 0/05$). بنابراین نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر بر متغیر بخشودگی در سه مرحله ارزیابی در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر در متغیر حل مسئله

مقیاس	آماره	خطا	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر	توان آماری
حل مسئله	کرویت فرضی	۲	۲۶۹۵/۴۶	۱۸۶/۸۲	۰/۰۰۰۱	۰/۸۱	۱/۰۰۰
	گرین هاوس-گیسر	۱/۳۳	۴۰۳۴/۰۵	۱۸۶/۸۲	۰/۰۰۰۱	۰/۸۱	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۱/۴۳	۳۷۷۰/۷۳	۱۸۶/۸۲	۰/۰۰۰۱	۰/۸۱	۱/۰۰۰
حل مسئله * گروه	کران پایین	۱/۰۰	۵۳۹۰/۹۳	۱۸۶/۸۲	۰/۰۰۰۱	۰/۸۱	۱/۰۰۰
	کرویت فرضی	۴	۶۷۲/۶۲	۴۶/۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۶۹	۱/۰۰۰
	گرین هاوس-گیسر	۲/۶۷	۱۰۰۹/۶۴	۴۶/۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۶۹	۱/۰۰۰
	هیون-فلدت	۲/۸۵	۹۴۳/۷۴	۴۶/۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۶۹	۱/۰۰۰
	کران پایین	۲/۰۰	۱۳۴۹/۲۴	۴۶/۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۶۹	۱/۰۰۰

نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی

گروه A	گروه B	اختلاف میانگین	خطای استاندارد	سطح معناداری
هیجان‌مدار	درمان باکوم	-۲/۹۱	۳/۴۶	۱/۰۰
	کنترل	۶/۳۷	۳/۴۶	۰/۰۳
درمان باکوم	کنترل	۶/۲۸	۳/۴۶	۰/۰۳

همان‌گونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، بین سه گروه در مراحل (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) در متغیر حل مسئله تفاوت معناداری وجود دارد ($P < 0/05$) و به این معنا است که در طول سه مرحله آزمون، میان گروه کنترل و آزمایش‌ها (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری در متغیر حل مسئله وجود دارد. اندازه اثر نیز نشان داد که ۸۱ درصد از تغییرات ناشی از تأثیر این درمان‌ها بوده است. همچنین نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی نیز نشان داد که بین درمان‌های هیجان‌مدار و درمان باکوم تفاوت معناداری وجود ندارد. هرچند بر اساس نمرات میانگین‌ها درمان باکوم اثر بیشتری نسبت به درمان هیجان‌مدار داشته است (۶۱/۴۸ در برابر ۵۸/۵۷) همچنین هر دو گروه آزمایش (درمان هیجان‌مدار و درمان باکوم) تفاوت معناداری با گروه کنترل داشتند. به طوری که این درمان‌ها باعث افزایش افزایش مهارت حل مسئله در شرکت‌کنندگان شدند.

• بحث

پژوهش حاضر با هدف مقایسه اثربخشی دو رویکرد درمانی، یعنی درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار، بر سه متغیر روان‌شناختی (بخشودگی، شرم درونی‌شده و حل مسئله) در زنان قربانی خیانت زناشویی انجام شد. یکی از نتایج به دست آمده این بود که هر دو درمان به طور معناداری بخشودگی را در گروه‌های آزمایشی افزایش داده‌اند؛ اما تفاوت آماری معناداری بین اثربخشی این دو روش مشاهده نشد. این یافته با پژوهش سودانی و همکاران (۱۳۹۱) هم‌راستا است که نشان داد زوج‌درمانی هیجان‌مدار بخشودگی را به طور معناداری افزایش می‌دهد. همچنین، نتایج با مطالعه باکوم و همکاران (۲۰۰۹) که اثربخشی مدل سه‌مرحله‌ای باکوم را بر بخشودگی تأیید کرد، همخوان است. با این حال، نبود تفاوت معنادار با یافته‌های کیهان و همکاران (۱۴۰۱) که برتری درمان مبتنی بر پذیرش و تعهد را نشان داد، ناهمسو است. در تبیین نتایج به دست آمده این فرضیه می‌توان گفت که افزایش بخشودگی در هر دو گروه آزمایشی را می‌توان از منظر مکانیزم‌های روان‌شناختی و نظریه‌های مرتبط توضیح داد. مدل باکوم با ارائه یک چارچوب سه‌مرحله‌ای (شناسایی آثار خیانت، فهم علل آن و پیشرفت به سوی بهبودی) به افراد کمک می‌کند تا ابتدا ترومای خیانت را پردازش کنند (اسنایدر و همکاران، ۲۰۰۷). مرحله دوم این مدل، با تمرکز بر تحلیل شناختی علل خیانت، به بازسازی باورهای مخدوش درباره خود و رابطه منجر می‌شود که طبق نظریه شناختی- رفتاری (بک، ۱۹۷۶) می‌تواند خودسرزنش‌گری را کاهش داده و پذیرش را تسهیل کند. در مرحله سوم، تأکید بر بخشودگی به عنوان یک انتخاب آگاهانه، افراد را به سوی رهایی از کینه هدایت می‌کند. از سوی دیگر، زوج‌درمانی هیجان‌مدار با استفاده از نظریه دلبستگی بالبی (۱۹۶۹) و تمرکز بر بازسازی پیوندهای عاطفی، به کاهش چرخه‌های تعاملی منفی (مانند سرزنش و کناره‌گیری) کمک می‌کند (جانسون، ۲۰۰۴). طبق پژوهش وایب و جانسون (۲۰۱۶) این فرآیند با تقویت دلبستگی ایمن، احساس امنیت عاطفی را افزایش می‌دهد که پیش‌نیاز بخشودگی است. نبود تفاوت معنادار بین این دو روش می‌تواند به اشتراکات آنها در هدف‌گذاری بر هیجان‌های منفی و بازسازی اعتماد مربوط باشد. با این حال، برتری اندک مدل باکوم در میانگین نمرات ممکن است به ساختارمندتر بودن آن و تأکید بر جنبه‌های شناختی (مانند تغییر باورها) در کنار هیجانی مرتبط باشد، که با یافته‌های می و فینچام (۲۰۱۷) درباره نقش شناخت در بخشودگی هم‌راستا است. به عبارتی دیگر، مدل باکوم به زوجها آموزش می‌دهد تا تفسیرهای منفی از رفتار شریک خود (مانند نسبت دادن خطاها به نیت‌های بدخواهانه) را به تفسیرهای مثبت‌تر یا خنثی تغییر دهند. این فرآیند می‌تواند احساس خشم و کینه را کاهش داده و پذیرش و بخشودگی را تسهیل کند. از طرفی دیگر، زوج‌درمانی هیجان‌مدار رویکردی است که بر تنظیم هیجان‌ها، تقویت پیوند عاطفی و بازسازی تعاملات عاطفی بین زوجها تمرکز دارد. این روش به زوجها کمک می‌کند تا هیجان‌های عمیق‌تر (مانند ترس از طرد شدن یا نیاز به پذیرش) را شناسایی و بیان کنند، که می‌تواند به بهبود روابط و افزایش بخشودگی منجر شود. در نتیجه می‌توان گفت که هر دو روش به طور جداگانه در افزایش بخشودگی موفق بودند.

یکی دیگر از نتایج به دست آمده این بود که هر دو درمان به طور معناداری شرم درونی‌شده را کاهش دادند. اما تفاوت معناداری بین اثربخشی آنها مشاهده نشد. این یافته با پژوهش سودانی و همکاران (۱۳۹۱) که کاهش علائم روان‌شناختی منفی (شامل شرم) را با هیجان‌مدار تأیید کرد، همسو است. همچنین، باکوم و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند که مدل باکوم با کاهش خودسرزنش‌گری، شرم را تعدیل می‌کند. با این حال، برتری اندک هیجان‌مدار با یافته‌های گیلبرت (۲۰۱۱) که بر تأثیر مداخلات هیجانی بر شرم تأکید دارد، سازگار است. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت که زوج‌درمانی هیجان‌مدار (EFT) با تمرکز بر بازسازی پیوندهای عاطفی و تنظیم هیجان‌ها،

احتمالاً از طریق ایجاد فضایی امن برای بیان احساسات و کاهش احساس طردشدگی، به کاهش شرم کمک می‌کند. در مقابل، درمان مبتنی بر مدل باکوم ممکن است با تغییر الگوهای فکری منفی یا کاهش خودانتقادی به این هدف دست یابد. در واقع مدل باکوم با تمرکز بر فهم علل خیانت، به افراد کمک می‌کند تا مسئولیت خیانت را از خود به عوامل بیرونی یا رابطه‌ای منتقل کنند. این رویکرد با بازسازی روایت خیانت، احساس حقارت و بی‌ارزشی را که از پیامدهای شایع خیانت است (گلاس و رایت، ۲۰۰۷) تعدیل می‌کند. پژوهش بورگس و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که بازسازی دل‌بستگی ایمن در این روش، احساس ارزشمندی را افزایش داده و شرم را کاهش می‌دهد. همچنین مکانیزم اثربخشی مدل باکوم بر شرم درونی شده می‌تواند به این دلیل باشد؛ بازسازی شناختی: شرم درونی شده اغلب با باورهای منفی عمیق درباره خود مانند «من کافی نیستم» یا «من شایسته عشق نیستم» همراه است. مدل باکوم با به چالش کشیدن این باورها و جایگزینی آنها با دیدگاه‌های مثبت‌تر، به کاهش شدت این احساسات کمک می‌کند. برای مثال، زوج‌ها یاد می‌گیرند که رفتارهای منفی شریک خود را به عوامل موقعیتی (به جای نقص‌های شخصی خود) نسبت دهند. همچنین این مدل با آموزش مهارت‌هایی مانند گوش دادن فعال و بیان نیازها، فضایی برای پذیرش متقابل ایجاد می‌کند. زمانی که زوج‌ها احساس می‌کنند شنیده و درک شده‌اند، شرم مرتبط با طرد یا انتقاد کاهش می‌یابد. همچنین شرم درونی شده اغلب با احساسات سرکوب‌شده‌ای مانند ترس از طرد یا احساس ناکافی بودن همراه است. EFT به زوج‌ها کمک می‌کند تا این احساسات را شناسایی، بیان و پردازش کنند، که می‌تواند شدت شرم را کاهش دهد.

در نهایت نتایج نشان داد که هر دو درمان مهارت حل مسئله را به طور معناداری بهبود ببخشد. اما تفاوت معناداری بین آنها مشاهده نشد. این یافته با پژوهش فارابی و همکاران (۱۴۰۲) که اثربخشی درمان شناختی- رفتاری ترکیبی را بر حل مسئله تأیید کرد، هم‌راستا است. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت که بهبود حل مسئله در گروه باکوم به تأکید این مدل بر تحلیل شناختی و رفتاری مشکلات مربوط است. طبق نظریه حل مسئله نرو دزوریلا (۱۹۹۰) توانایی شناسایی مسئله، تولید راه‌حل‌ها و اجرای آن‌ها، کلید موفقیت در مواجهه با چالش‌ها است. مدل باکوم با آموزش تکنیک‌های عملی (مانند مسئله‌گشایی بحران‌ها در مرحله اول)، افراد را به سمت رویکردی منطقی و ساختاریافته هدایت می‌کند (باکوم و همکاران، ۲۰۱۷). طبق پژوهش سلطانی و همکاران (۲۰۱۴) کاهش چرخه‌های منفی تعاملی (مانند انتقاد و دفاع)، فضای همکاری را تقویت می‌کند که به نوبه خود حل مسئله را تسهیل می‌کند. این رویکرد با تنظیم هیجان‌ها، مانع از غلبه خشم و ناامیدی بر فرآیند تصمیم‌گیری می‌شود (کمپر و همکاران، ۲۰۱۵). برتری اندک باکوم ممکن است به دلیل ساختارمندتر بودن و تأکید بر مهارت‌های عملی باشد، درحالی‌که هیجان‌مدار بیشتر بر زمینه عاطفی حل مسئله تمرکز دارد. مدل باکوم با تشویق زوج‌ها به کار تیمی، آنها را ترغیب می‌کند تا به‌عنوان یک واحد مشترک به مشکلات نگاه کنند، نه به‌عنوان طرف‌های مقابل. این دیدگاه همکاری‌محور مهارت‌های مذاکره و توافق را بهبود می‌بخشد. از طرفی دیگر، EFT با کمک به زوج‌ها برای مدیریت هیجان‌های منفی (مانند اضطراب یا ناامیدی)، موانع عاطفی که مانع تفکر منطقی در حل مسئله می‌شوند را کاهش می‌دهد. این فرآیند به زوج‌ها امکان می‌دهد با ذهنی بازتر به مشکلات نزدیک شوند. این مداخله با ایجاد ارتباط عاطفی قوی‌تر، زوج‌ها را تشویق می‌کند تا مشکلات را به‌عنوان چالش‌های مشترک ببینند، نه مسائل فردی. این حس اتحاد، همکاری در یافتن راه‌حل‌ها را تسهیل می‌کند. بهبود همچنین زمانی که زوج‌ها یاد می‌گیرند نیازهای عاطفی یکدیگر را درک کرده و به آنها پاسخ دهند، احتمال درگیری‌های مخرب کاهش می‌یابد، که این امر فضایی برای مذاکره و حل مسئله فراهم می‌کند.

• نتیجه‌گیری

در مجموع، این پژوهش شواهد ارزشمندی ارائه می‌دهد که نشان می‌دهد درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار می‌تواند ابزاری مؤثر برای کاهش مشکلات به‌وجود آمده ناشی از خیانت در بین زوجین باشد. هر پژوهشی طبیعتاً دارای محدودیتی است. از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر اندازه نمونه کوچک و محدود بودن تعمیم‌پذیری، مدت کوتاه دوره پیگیری و ناکافی بودن برای ارزیابی پایداری نتایج، تمرکز تنها بر زنان و نبود بررسی جنسیت مردان بود. بنابراین پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی با نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر (شامل هر دو جنس) و بررسی اثرات بلندمدت مداخلات با دوره‌های پیگیری طولانی‌تر صورت گیرد. براساس نتایج به‌دست آمده نیز پیشنهاد می‌شود که درمانگران و متخصصین حوزه زوجین از درمان مبتنی بر مدل باکوم و زوج‌درمانی هیجان‌مدار در

مورد زوجینی که دارای اختلاف و خیانت هستند بهره ببرند. همینطور پیشنهاد می‌شود که جهت پیشگیری از خیانت زوجین در آینده، این مداخلات به‌عنوان آموزش قبل از ازدواج توسط مشاورین پیش از ازدواج و نهادهای مرتبط مانند مراکز مشاوره خانواده اعمال گردد تا آگاهی زوجین افزایش یابد.

• تعارض منافع

نویسندگان این پژوهش اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافی با یکدیگر ندارند.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان پژوهش حاضر از تمامی کسانی که صمیمانه در پژوهش شرکت داشتند، کمال تشکر و قدردانی را دارند.

• منابع

- آرین فر، نیره؛ اعتمادی، عذرا. (۱۳۹۵). مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی یکپارچه‌نگر و هیجان‌مدار بر صمیمیت زناشویی (زوجین آسیب‌دیده از خیانت همسر. *مجله پژوهش‌های مشاوره*، ۱۵ (۵۹) ۸-۳۶.
- باکوم، دونالد؛ اسنایدر، داگلاس؛ گوردون، کریستن. (۱۳۹۶). رهایی از پیمان‌شکنی زناشویی. راهنمای درمانگران. ترجمه: موزیری و نادری، تهران: انتشارات ارجمند.
- جعفری، لیلا؛ رحیمیان بوگر، اسحق؛ جراه، جمشید و تقوائی‌نیا، علی. (۱۴۰۲) مقایسه زوج‌درمانی متمرکز بر هیجان و زوج‌درمانی گاتمن بر سازش زناشویی و چهار اسب سوارکار نابودگر زوجین. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷ (۳)، ۲۵۰-۲۴۲
- رجبی، غلامرضا؛ عباسی، قاسم. (۱۳۹۱). بررسی رابطه خود انتقادی، اضطراب اجتماعی و ترس از شکست با شرم درونی‌شده در دانشجویان. *پژوهش‌های روان‌شناسی بالینی و مشاوره*، ۲(۱).
- سودانی، منصور؛ کریمی، جواد؛ مهربانی زاده هنرمند، مهناز؛ نیسی، عبدالکاسم. (۱۳۹۱). اثربخشی زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر کاهش آسیب‌های ناشی از خیانت همسر. *تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۰ (۴)، ۱-۱۶.
- فارابی، مریم؛ تیموری، سعید؛ رجایی، علیرضا. (۱۴۰۲). مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی شناختی رفتاری ترکیبی و زوج‌درمانی رفتاری یکپارچه بر عملکرد خانواده در زوجین دارای روابط فرا زناشویی. *روان‌شناسی و روان‌پزشکی شناخت*، ۱۰ (۱)، ۳۱-۴۴.
- کیهان، فیروزه؛ غنیفر، محمدحسن؛ آهی، قاسم. (۱۴۰۱). مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی هیجان‌مدار و زوج‌درمانی مبتنی بر پذیرش و تعهد بر شاخص‌های معنوی) صبر و بخشش (در زوجین آسیب دیده از روابط فرا زناشویی. *فصلنامه خانواده‌درمانی کاربردی*، ۳ (۳ پیاپی ۱۲) ۲۰-۳۴.
- محمدی، محمد؛ اژه‌ای، جواد؛ غلامعلی لواسانی، مسعود. (۱۳۹۷). اثربخشی آموزش رویکرد هیجان‌مدار بر دلزدگی زناشویی و میل به طلاق در زوج‌ها. *مجله روان‌شناسی*، ۲۲ (۴)، ۳۶۲-۳۷۸.
- مسعودی، زهرا؛ اسمخانی اکبرنژاد، هادی (۱۴۰۳). اثربخشی زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر بخشش و صمیمیت جنسی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸ (۲)، ۱۶۲-۱۷۰.
- Ahmadi, K., Ashrafi, S. M. N., Kimiaee, S. A., Afzali, M. H. (2010). Effect of family problem-solving on marital satisfaction. *Journal of Applied Sciences*, 10, 682-87. DOI:10.3923/jas.2010.682.687
- Allison R. T. (2017). Communication and parental infidelity: A qualitative analysis of how adult children cope in a topic-avoidant environment. *Journal of Divorce & Remarriage*, 58(3), 175-193. DOI:10.1080/10502556.2017.1300019
- Bahari F, Seyf S. (2000). Forgiveness: Introducing a Therapeutic Model in Marriage and Family Counseling. *Counseling Research*, 2 (8), 49-66.
- Balderrama-Durbin, C., Stanton, K., Snyder, D. K., Cigrang, J. A., Talcott, G. W., Smith Slep, A. M., & Cassidy, D. G. (2017). The risk for marital infidelity across a year-long deployment. *Journal of Family Psychology*, 31(5), 629-634. DOI:10.1037/fam0000281
- Baucom, D. H., Pentel, K. Z., Gordon, K. C., & Snyder, D. K. (2017). An integrative approach to treating infidelity in couples. In *Foundations for Couples' Therapy* (pp. 206-215). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315678610-21>
- Baucom DH, Snyder DK, Gordon KC. (2007). Getting past the affair: A program to help you cope, heal, and move on—Together or apart. New York: Guilford Press.
- Baucom DH, Snyder DK, Gordon KC. (2011). Helping couples get past the affair: A clinician's guide, New York: Guilford Publications.

- Bendixen, M., Kennair, L. E. O., & Grøntvedt, T. (2018). Forgiving the unforgivable: Couples' forgiveness and expected forgiveness of emotional and sexual infidelity from an error management theory perspective. *Evolutionary Behavioral Sciences*, 12(4), 322-352. <https://doi.org/10.1037/ebs0000110>
- Buss, D. M. (2018). Sexual and emotional infidelity: Evolved gender differences in jealousy prove robust and replicable. *Perspectives on Psychological Science*, 13(2), 155-160. DOI:10.1177/1745691617698225
- Catalina, W. M. (2017). Emotion-focused couples therapy, person-centered & experiential psychotherapies. *Journal of the World Association for Person-Centered and Experiential Psychotherapy and Counseling*, 16(3), 236-255. DOI:10.1080/14779757.2017.1330706
- Champion, L.A., & Power, M.J. (2000). *Adult psychological problems: an introduction*. Taylor & Francis. <https://doi.org/10.4324/9780203970478>
- Cook, DR. (1993). *The internalized shame scale manual*. Menomonie, WI: Channel Press.
- D'Zurilla, T.J., & Nezu, A.M. (1990). Development and preliminary evaluation of the Social Problem-Solving Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 2(2), 156-163. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.2.2.156>
- Fincham, F. D. & May, R. W. (2017). Infidelity in romantic relationships. *Current Opinion in Psychology*, 13, 70-74. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.03.008>
- Forgatch, M.S. (1989). Patterns and outcome in family problem solving: The disrupting effect of negative emotion. *Journal of Marriage and the Family*, 51(1), 115-124. <https://doi.org/10.2307/352373>
- Franckowiak, M. (2017). *Intimacy after Sexual Trauma: Clinical Perspectives (Master's thesis)*. Available from Sophia, the St. Catherine University repository website:
- Gilbert P. (2011). *Shame in psychotherapy and the role of compassion focused therapy*. Washington DC: American psychological Association. <https://doi.org/10.1037/12326-014>
- Gilbert, P. (2007). The evolution of shame as a marker for relationship security: A biopsychosocial approach.
- Glass SP, Wright TL. (2007). Reconstructing marriages after the trauma of infidelity. In: Halford WK, Markman HJ, editors. *Clinical handbook of marriage and couples' interventions*. New York, NY: John Wiley & Sons; p. 471-507.
- Kamper, S. J., Apeldoorn, A. T., Chiarotto, A., Smeets, R. J., Ostelo, R. W., Guzman, J., & van Tulder, M. (2015). Multidisciplinary biopsychosocial rehabilitation for chronic low back pain: Cochrane systematic review and meta-analysis. *Bmj*, 350. DOI: 10.1136/bmj.h444
- Kieren, D.K., Maguire, T.O., & Hurlbut, N. (1996). A marker method to test a phasing hypothesis in family problem-solving interaction. *Journal of Marriage and the Family*, 58(2), 442-455. <https://doi.org/10.1177/1054773804270096>
- Lebow, J. L., & Garcia, A. R. (2022). *Theories and Techniques of Couple Therapy*. Gabbard's Textbook of Psychotherapeutic Treatments, 423. DOI:10.1176/appi.books.9781615375233.gg20
- Matos, M., Pinto-Gouveia, J., & Gilbert, P. (2013). The effect of shame and shame memories on paranoid ideation and social anxiety. *Clinical psychology & psychotherapy*, 20(4), 334-349. DOI:10.1002/cpp.1766
- McCleary-Sills, J., Namy, S., Nyoni, J., Rweyemamu, D., Salvatory, A., & Steven, E. (2016). Stigma, shame and women's limited agency in help-seeking for intimate partner violence. *Global Public Health*, 11(1-2): 224-235. DOI:10.1080/17441692.2015.1047391
- Munsch, Ch. L. (2015). Her Support, His Support: Money, Masculinity, and Marital Infidelity, *American Sociological Review*, 80 (3), <https://doi.org/10.1177/0003122415579989>
- Orth, U., Robins, R. W., & Soto, C. J. (2010). Tracking the trajectory of shame, guilt, and pride across the life span. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99(6), 1061-1069. DOI:10.1037/a0021342
- Shahmoradi M, Nicknam M, Khakpour R. (2021). A Comparison of the Effects of Cognitive Behavioral Couple Therapy and Emotionally Focused Couple Therapy on Love Schemas of Married Women. *Journal of Applied Family Therapy*, 2(2), 190-210. (In Persian) DOI:10.61838/kman.pwj.2.3.1
- Sharifnezhad, A., Toozandejani, H., Porsharifi, H., & Kamyar, A. (2014). The impact of cognitive--behavioral therapy on pain in patients undergoing hemodialysis in 22nd of Bahman hospital in Nishapur. *Advances in Environmental Biology*, 23-28.
- Smith, T. (2004). Attachment Style of Marriage Adjustment and Responses to Interaction. *Journal of Social and Personal Relationships*. 18 (2). 263-289. DOI:10.1177/0265407501182006
- Soltani, M., Shairi, M. R., Roshan, R., & Rahimi, C. (2014). The impact of emotionally focused therapy on emotional distress in infertile couples. *International Journal of Fertility & Sterility*, 7(4), 337-344. [24520504](https://doi.org/10.24520/504)
- Sungur M, Giami A. (2021). Between couple therapy and sex therapy: A cognitive behavioral. <https://doi.org/10.1016/j.sexol.2020.12.012>
- Toplu-Demirtaş, E., & Fincham, F. D. (2018). Dating infidelity in Turkish couples: The role of attitudes and Intentions. *The Journal of Sex Research*, 55(2), 252-262. <https://doi.org/10.1080/00224499.2017.1365110>
- Wiebe, S. A., & Johnson, S. M. (2016). A review of the research in emotionally focused therapy for couples. *Family Process*, 55(3), 390-407. DOI:10.1111/famp.12229

سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی در دانشجویان: نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان بین فردی Attachment Styles and Psychological Distress among University Students: The Mediating Role of Interpersonal Emotion Regulation

Ali Mohammadi, MSc

Hadi Samadieh, PhD✉

Mohammad Hosein Salarifar, PhD

علی محمدی^۱

هادی صمدیه^۲

محمدحسین سالاری‌فر^۱

Abstract

The present study aimed to investigate the mediating role of interpersonal emotion regulation in the relationship between attachment styles and psychological distress in students. This was a fundamental study in terms of purpose, and a descriptive correlational study in terms of methodology. The statistical population consisted of students aged 18 to 25 at University of Birjand in the academic year 2024-2025. Out of this group, 432 individuals were selected using the convenience sampling method. The Collins and Read Attachment Styles Questionnaire (1990), the Hofmann et al. Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (2016), and the Kessler Psychological Distress Scale (2002) were used for data collection. The findings indicated that the anxious attachment style was a positive and significant predictor of psychological distress ($P \leq 0.01$, $\beta = 0.184$), and the closeness style was a negative and significant predictor of it ($P \leq 0.01$, $\beta = -0.275$), while the dependence style had no significant effect on psychological distress ($P \geq 0.05$, $\beta = -0.058$). Furthermore, the dependence ($P \leq 0.01$, $\beta = 0.192$), closeness ($P \leq 0.01$, $\beta = 0.248$), and anxious ($P \leq 0.01$, $\beta = 0.389$) styles were all positive predictors of interpersonal emotion regulation. The results of the structural equation modeling showed that the mediating role of interpersonal emotion regulation in the relationship between attachment styles and psychological distress was not significant ($P \geq 0.05$). Despite the limitations in sample and method, the research findings emphasize the importance of examining the dimensions of attachment in students' mental health and can serve as a basis for educational and counseling interventions aimed at strengthening secure attachment and improving psychological well-being.

Keywords: Attachment Styles, Interpersonal Emotion Regulation, Psychological Distress, University Students.

چکیده

هدف از پژوهش حاضر، تعیین نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان بین فردی در ارتباط میان سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی در دانشجویان بود. این مطالعه از نظر هدف بنیادی و به لحاظ روش، توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری را دانشجویان ۱۸ تا ۲۵ ساله دانشگاه بیرجند در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ تشکیل دادند. از میان این گروه ۴۳۲ نفر با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از مقیاس سبک‌های دلبستگی کولینز و رید (۱۹۹۰)، پرسشنامه تنظیم هیجان بین فردی هافمن و همکاران (۲۰۱۶) و مقیاس پریشانی روان‌شناختی کسلر (۲۰۰۲) استفاده شد. یافته‌ها نشان داد سبک دلبستگی اضطرابی، پیش‌بینی‌کننده مثبت و معنادار پریشانی روان‌شناختی ($\beta = 0.184$, $P \leq 0.01$) و سبک نزدیک‌بودن، پیش‌بینی‌کننده منفی و معنادار آن ($\beta = -0.275$, $P \leq 0.01$) بود درحالی‌که سبک وابستگی اثر معناداری بر پریشانی روان‌شناختی نداشت ($P \geq 0.05$). همچنین، سبک‌های وابستگی ($\beta = -0.058$, $P \leq 0.01$), نزدیک‌بودن ($\beta = 0.192$, $P \leq 0.01$) و اضطرابی ($\beta = 0.389$, $P \leq 0.01$) همگی پیش‌بینی‌کننده مثبت تنظیم هیجان بین فردی بودند. نتایج مدل‌سازی معادلات ساختاری نشان داد که نقش میانجی تنظیم هیجان بین فردی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی معنادار نیست ($P \geq 0.05$). با وجود محدودیت‌های نمونه و روش، نتایج پژوهش بر اهمیت بررسی ابعاد دلبستگی در سلامت روانی دانشجویان تأکید دارد و می‌تواند مبنایی برای مداخلات آموزشی و مشاوره‌ای جهت تقویت دلبستگی ایمن و بهبود بهزیستی روانی باشد.

واژه‌های کلیدی: سبک‌های دلبستگی، تنظیم هیجان بین فردی، پریشانی روان‌شناختی، دانشجویان.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۳۱ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران. (نویسنده مسئول)

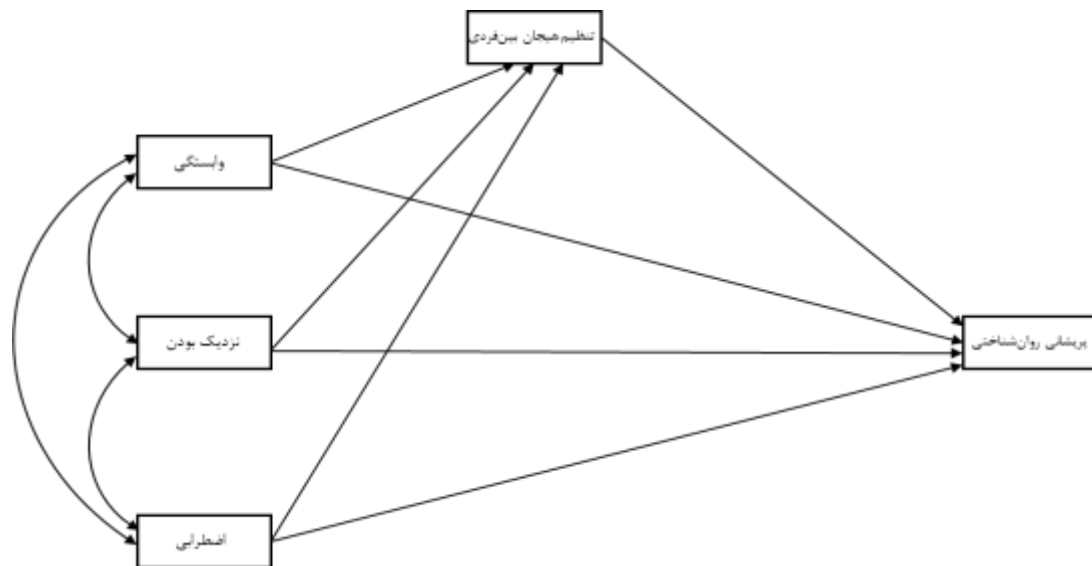
● مقدمه

پریشانی روان‌شناختی یکی از مشکلات مهم سلامت روانی است که می‌تواند عملکرد اجتماعی را مختل کند و همچنین به‌عنوان یک پیامد در مطالعات بالینی و اثربخش استفاده می‌شود (ریو و فن، ۲۰۲۴؛ محمدپور ایردموسی و عاقل مسجدی، ۱۴۰۴). این موضوع در اوایل بزرگسالی تحت تأثیر عوامل روانی و اجتماعی مانند عزت‌نفس پایین (ری یول و آلتان آتالای، ۲۰۲۲)، تاب‌آوری (امرسون و همکاران، ۲۰۲۳)، خشونت خانگی (پورنقاش تهرانی و همکاران، ۱۳۹۷)، شرایط محیطی، تحصیلات و درآمد (کوپلز و رولت، ۲۰۲۳) قرار دارد. سبک‌های دلبستگی نیز در پیش‌بینی پریشانی روان‌شناختی نقش دارند (مازا، ۲۰۲۱). سیستم دلبستگی یک سازوکار روانی-زیستی است و به پیوند عاطفی کلی میان کودک و مراقب اولیه اشاره دارد (بالبی، ۱۹۸۸ به نقل از فتحی آشتیانی و شیخ‌الاسلامی، ۱۳۹۸). اینسورث (۱۹۷۹) با معرفی سبک‌های دلبستگی ایمن و نایمن (اجتنابی، دوسوگرا، بی‌نظم)، نظریه دلبستگی را گسترش داد (زیودار و همکاران، ۱۴۰۰). مطالعات نشان داده‌اند که سبک‌های نایمن با افزایش پریشانی روان‌شناختی مرتبطاند (زاکالا و همکاران، ۲۰۲۱؛ متقیان و عبدی‌زرین، ۱۳۹۸).

اگرچه مطالعات متعددی به بررسی رابطه میان سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی پرداخته‌اند (چیوکا و همکاران، ۲۰۲۰؛ زراج و الکلید، ۲۰۲۰؛ فارسیجانی و همکاران، ۱۴۰۰) اما این مطالعات با وجود توجه به رابطه میان سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی، نتوانسته‌اند در دوران دانشجویی سازوکار مناسبی برای تبیین این ارتباط ارائه دهند؛ از این رو چگونگی این ارتباط به‌ویژه در دوره دانشجویی که مرحله‌ای حساس از اوایل بزرگسالی است، همچنان نیاز به بررسی‌های دقیق‌تری دارد. یکی از سازوکارهای کلیدی در این زمینه، تنظیم هیجان است که نقش مهمی بین دلبستگی و سلامت روانی دارد (بشارت و همکاران، ۱۳۹۵). گراس (۲۰۰۱) الگوی فرآیندی تنظیم هیجان را معرفی کرد.

تنظیم هیجان فرآیندی است که به مدیریت احساسات برای افزایش سازگاری و کاهش تنش و کنترل هیجانات کمک می‌کند (گارلند، ۲۰۲۱). این فرایند بر تجربه، شدت و ابراز هیجان اثر گذاشته و بسته به هدف فرد می‌تواند موجب کاهش، حفظ یا تقویت هیجان‌ها شود (رهنمائی و همکاران، ۱۴۰۳). تنظیم هیجان بین‌فردی (interpersonal emotion regulation) نیز شامل استفاده از دیگران برای مدیریت هیجانات از طریق راهبردهایی مانند تسکین، دیدگاه‌گیری و الگوبرداری اجتماعی است (گوکداگ، ۲۰۲۱). ضعف در تنظیم هیجان با اختلالات روان‌شناختی مرتبط است، درحالی‌که مهارت در آن موجب واکنش‌های هیجانی سازگارانه می‌شود (پکوک و همکاران، ۱۴۰۳).

سبک‌های دلبستگی در تجربه و تنظیم هیجان نقش دارند و بر سلامت روانی اثر می‌گذارند. مطالعه جونز و همکاران (۲۰۱۴) نشان داد که سبک دلبستگی بر تنظیم هیجانات دانشجویان تأثیر دارد؛ افراد با دلبستگی ایمن راهبردهای مؤثرتری دارند، اما افراد با دلبستگی اجتنابی یا اضطرابی در کنترل هیجانات مشکل دارند. به‌طور کلی، سبک‌های نایمن با اختلال در تنظیم هیجان و در نتیجه افزایش پریشانی روانی، از جمله اضطراب مرگ، مرتبطاند (علی‌دوستی و معافیان، ۱۴۰۲). همچنین نتایج مطالعه کرونین و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد که ناتوانی در تنظیم هیجان نقش میانجی در ارتباط بین دلبستگی اضطرابی به دوستان و پیامدهای روان‌شناختی منفی (از جمله افسردگی، اضطراب، استرس و ناراحتی بین‌فردی) دارد. با وجود پژوهش‌های متعدد درباره سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی، نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان، به‌ویژه در سطح بین‌فردی، هنوز به‌طور کامل بررسی نشده است. بیشتر مطالعات بر کودکی و نوجوانی متمرکز بوده‌اند و اوایل بزرگسالی و چالش‌های آن کمتر بررسی شده است. سبک‌های دلبستگی نایمن معمولاً با پریشانی بیشتر مرتبطاند و دلبستگی ایمن با تنظیم هیجان مؤثر و حمایت اجتماعی همراه است. با این حال، نقش راهبردهای تنظیم هیجان بین‌فردی به‌عنوان میانجی در این رابطه نیازمند بررسی بیشتر است. بر همین اساس، پژوهش حاضر به بررسی این نقش در اوایل بزرگسالی می‌پردازد.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

• روش

پژوهش حاضر از نوع بنیادی و همبستگی بود و روی دانشجویان ۱۸ تا ۲۵ ساله دانشگاه بیرجند در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ اجرا شد. برای تعیین حجم نمونه از فرمول نسبت مشاهدات به پارامترهای تخمینی (N:q) استفاده گردید. طبق دیدگاه شرایبر و همکاران (۲۰۰۶)، به ازای هر پارامتر مدل حداقل ۱۰ آزمودنی لازم است. تعداد پارامترهای مدل براساس فرمول $V(V+1)/2$ و با در نظر گرفتن ۸ متغیر اندازه‌گیری شده، ۳۶ پارامتر محاسبه شد. بر این اساس، حداقل حجم نمونه ۳۶۰ نفر تعیین گردید. با توجه به احتمال ریزش نمونه یا پاسخ‌دهی ناقص و براساس توصیه بل و همکاران (۲۰۱۳)، ۲۰ درصد به حجم نمونه افزوده شد و در نهایت ۴۳۲ نفر به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند. نمونه‌گیری به روش در دسترس انجام گرفت و داده‌ها با رعایت اصول اخلاقی به‌صورت حضوری و آنلاین گردآوری و با نرم‌افزارهای SPSS و AMOS نسخه ۲۷ تحلیل شدند.

• ابزارها

الف) پرسشنامه تنظیم هیجان بین‌فردی (interpersonal emotion regulation questionnaire- IERQ): پرسشنامه تنظیم هیجان بین‌فردی که توسط هافمن و همکاران (۲۰۱۶) برای سنجش راهبردهای بین‌فردی مدیریت هیجان طراحی شده، شامل ۲۰ ماده در قالب مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از «اصلاً در مورد من درست نیست» تا «کاملاً در مورد من صدق می‌کند» نمره‌گذاری می‌شود و دارای ۴ خرده‌مقیاس (تقویت عاطفه مثبت، دیدگاه‌گیری، آرام‌سازی و الگوبرداری اجتماعی) است. نمره بالاتر نشان‌دهنده استفاده بیشتر از راهبردهای تنظیم هیجان است. در مطالعه اصلی، روایی همگرا با مقیاس‌های مرتبط (ضرایب بین ۰/۳۴ تا ۰/۵۰) و اعتبار با آلفای کرونباخ بین ۰/۸۹ تا ۰/۹۴ برای کل مقیاس و زیرمقیاس‌ها گزارش شد (هافمن و همکاران، ۲۰۱۶). در ایران، کارشکی و همکاران (۲۰۱۶) این ابزار را هنجاریابی کرده‌اند و ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۸ و برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۷۰ تا ۰/۷۷ به‌دست آمد که نشان‌دهنده انسجام درونی مناسب ابزار بود. همچنین، روایی همگرای ابزار از طریق همبستگی مثبت با سبک دلبستگی ایمن و سازگاری هیجانی و روایی واگرا از طریق همبستگی منفی با افسردگی و اضطراب تأیید شد. این یافته‌ها بیانگر اعتبار و اعتبار مناسب پرسشنامه تنظیم هیجان بین‌فردی برای استفاده در جامعه ایرانی است. در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۰ به‌دست آمد.

ب) مقیاس پریشانی روان‌شناختی کسلر (Kessler psychological distress scale- K6): مقیاس پریشانی روان‌شناختی کسلر توسط کسلر و همکاران (۲۰۰۲) با هدف غربالگری اختلالات روانی شدید طراحی شده و شامل ۶ ماده است که تجربه احساساتی مانند عصبی بودن، ناامیدی و بی‌قراری را در ۳۰ روز گذشته می‌سنجد. ماده‌ها با طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای از «هیچ‌وقت» (صفر) تا «همیشه»

(چهار) نمره‌گذاری می‌شوند و نمره کلی در بازه صفر تا ۲۴ محاسبه می‌شود؛ به گونه‌ای که نمرات بالاتر نشان‌دهنده پریشانی روانی بیشتر هستند. این مقیاس ساختاری تک‌بعدی دارد و سؤالات معکوس در آن به کار نرفته است. در مطالعه اصلی، اعتبار درونی با آلفای کرونباخ ۰/۸۹ و روایی تشخیصی با تحلیل ROC تأیید شده و مساحت زیر منحنی ۰/۹۵ گزارش شد (کسلر و همکاران، ۲۰۰۲). در ایران نیز این مقیاس توسط تنهای رشوانلو و همکاران (۱۳۹۸) اعتبارسنجی شده و ساختار تک‌بعدی آن از نظر جنسیت پایا گزارش شده است. اعتبار ابزار با آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و روش دو نیمه‌کردن ۰/۸۳ و روایی ملاکی آن با همبستگی مثبت با افسردگی، اضطراب و استرس تأیید شده است. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۸۲ به دست آمد.

ج) مقیاس سبک دلبستگی بزرگسالان کولینز و رید (adult attachment scale- AAS): مقیاس سبک دلبستگی بزرگسالان توسط کولینز و رید (۱۹۹۰) براساس نظریه دلبستگی هازان و شیور (۱۹۸۷) طراحی شد و برای سنجش سبک‌های دلبستگی در روابط صمیمانه به کار می‌رود. نسخه اصلی شامل ۱۸ ماده است که براساس مقیاس لیبرت پنج‌درجه‌ای از «اصلاً درمورد من درست نیست» تا «کاملاً در مورد من صدق می‌کند» نمره‌گذاری می‌شود. این مقیاس سه زیرمقیاس دارد: اضطراب، نزدیکی یا صمیمیت و وابستگی. برخی ماده‌ها نیز به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. در مطالعه اصلی، تحلیل عاملی سه عامل مفهومی مطابق نظریه دلبستگی را شناسایی کرد و روایی همگرا از طریق همبستگی این ابعاد با عزت نفس و اعتماد به دیگران تأیید شد. ضرایب آلفای کرونباخ برای ابعاد اضطراب، نزدیکی و وابستگی به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۶۹ و ۰/۷۵ گزارش شد. اعتبار آزمون- بازآزمون در بازه زمانی دو ماهه نیز بین ۰/۵۲ تا ۰/۷۱ به دست آمد که نشان‌دهنده ثبات نسبی ابزار است (کولینز و رید، ۱۹۹۰). در ایران، این مقیاس توسط عسگری‌زاده و همکاران (۲۰۲۳) بررسی و هنجاریابی شد که تحلیل عاملی ساختار دو عاملی (اضطراب و اجتناب) را به عنوان مدل بهینه شناسایی کرد و پس از حذف ۶ ماده با بار عاملی ضعیف، نسخه نهایی شامل ۱۲ ماده شد و اعتبار ابزار با آلفای کرونباخ ۰/۸۳ برای اضطراب و ۰/۷۶ برای اجتناب در سطح قابل قبول گزارش گردید. همچنین، روایی همگرا از طریق همبستگی مثبت با ابزارهای مرتبط با دلبستگی تأیید شد. در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای سبک وابستگی، نزدیک‌بودن و اضطرابی به ترتیب ۰/۳۳، ۰/۶۳ و ۰/۷۹ به دست آمد.

• یافته‌ها

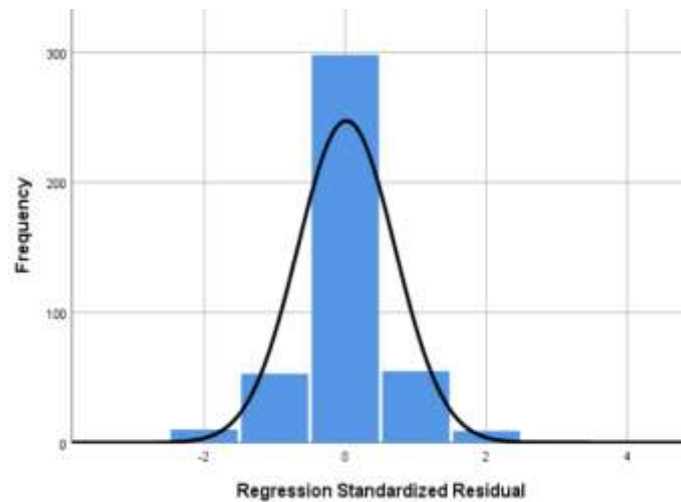
در این پژوهش، از مجموع ۴۳۲ دانشجو، ۴۹/۸ درصد دختر و ۵۰/۲ درصد پسر بودند و براساس سال تحصیل، ۴/۹ درصد در سال اول، ۳۵/۹ درصد در سال دوم، ۳۸/۲ درصد در سال سوم و ۲۱/۱ درصد در سال چهارم و بالاتر مشغول به تحصیل بودند. ابتدا داده‌ها غربالگری شدند و مقادیر گمشده با میانگین جایگزین گردید. برای شناسایی پرت‌های تک‌متغیره، از نمرات Z استفاده شد که نتایج نشان داد همه متغیرها در بازه ± 3 قرار دارند و داده پرت وجود ندارد. سپس پرت‌های چندمتغیره با فواصل ماه‌لانوویس مورد بررسی قرار گرفتند و اصلاح فواصل براساس درجات آزادی و با آزمون خی‌دو (χ^2) در سطح معناداری $P < 0.001$ بررسی شد. نتایج نشان داد اندازه فاصله ماه‌لانوویس ۵ مشاهده دارای فاصله‌ای بزرگ‌تر از مقدار بحرانی (۲۴/۳۲) بودند که حذف شدند؛ در نهایت تحلیل روی داده‌های ۴۲۷ نفر انجام شد. شاخص‌های توصیفی متغیرها در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش (تعداد = ۴۲۷ نفر)

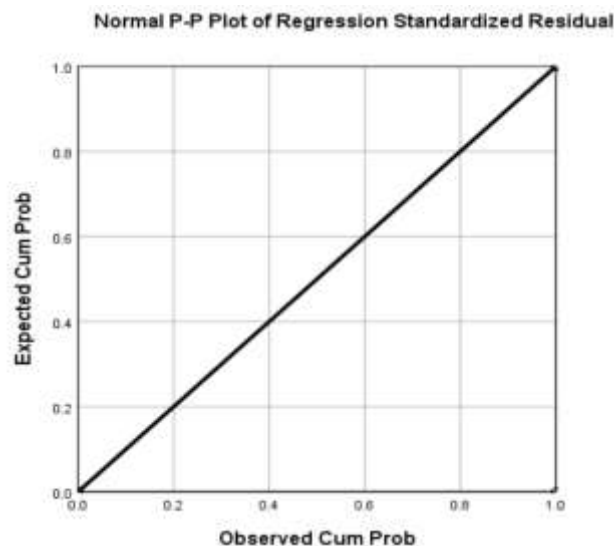
متغیرها	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
سبک‌های دلبستگی	۷	۲۵	۱۶/۱۴	۳/۰۸	-۰/۲۰	۰/۲۸
نزدیک‌بودن	۸	۳۰	۲۰/۲۶	۳/۸۶	۰/۰۶	۰/۲۰
اضطرابی	۶	۳۰	۱۷/۷۷	۴/۸۷	-۰/۱۹	-۰/۳۲
نظم هیجان بین فردی	۲۰	۹۹	۵۸/۴۴	۱۲/۰۹	-۰/۱۹	۰/۸۵
پریشانی روان‌شناختی	۶	۳۰	۱۵/۹۹	۴/۴۶	۰/۰۶	۰/۱۴

پیش از انجام مدل‌سازی معادلات ساختاری به بررسی مفروضات نرمال بودن تک‌متغیره و چندمتغیره توزیع متغیرها، عدم هم‌خطی چندگانه، استقلال خطاها و یکسانی واریانس‌ها پرداخته شد. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن کجی ± 2 (شوماخر و لوماکس، ۲۰۱۲) و کشیدگی ± 7 (وست و همکاران، ۱۹۹۵)، کجی و کشیدگی در تمامی متغیرها در سطح مطلوبی قرار دارد و نرمال بودن تک متغیره محقق شده است. در بررسی نرمال بودن چندمتغیره پس از محاسبه مقادیر باقیمانده‌های استاندارد شده، توزیع باقیمانده‌ها با

آزمون کالموگروف-اسمیرنوف یکراهه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که توزیع باقیمانده‌ها نرمال است ($P > 0/05$)، $Z = 0/05, df = 427$). منحنی نرمال در شکل ۲ و منحنی P-P برای بررسی احتمال نرمال بودن چندمتغیره در شکل ۳ آورده شده است.



شکل ۲. نمودار توزیع خطاها جهت بررسی نرمال بودن چند متغیره



شکل ۳. منحنی احتمال نرمال

برای بررسی عدم هم‌خطی چندگانه، از شاخص‌های تحمل و تورم واریانس استفاده شد. طبق معیار استیونس (۲۰۱۲)، ضرایب تحمل بین ۰/۴۱ تا ۰/۷۶ و تورم واریانس بین ۱/۳۲ تا ۲/۸۷ قرار داشت که نشان‌دهنده عدم هم‌خطی چندگانه است. همچنین، با استفاده از آماره دوربین-واتسون (Durbin-Watson) و مقدار ۱/۹۱، مفروضه استقلال خطاها نیز تأیید شد. در ادامه، با توجه به مدل‌سازی معادلات ساختاری، برازش مدل و ضرایب همبستگی متغیرها در جدول ۲ بررسی شده است.

جدول ۲. ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهشی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵
۱. وابستگی	-				
۲. نزدیک بودن	۰/۲۳**	-			
۳. اضطرابی	-۰/۳۷**	-۰/۲۵**	-		
۴. تنظیم هیجان	۰/۱۱*	۰/۲۰**	۰/۲۶**	-	
۵. پریشانی روانی	-۰/۱۷**	-۰/۳۰**	۰/۲۷**	۰/۰۸	-

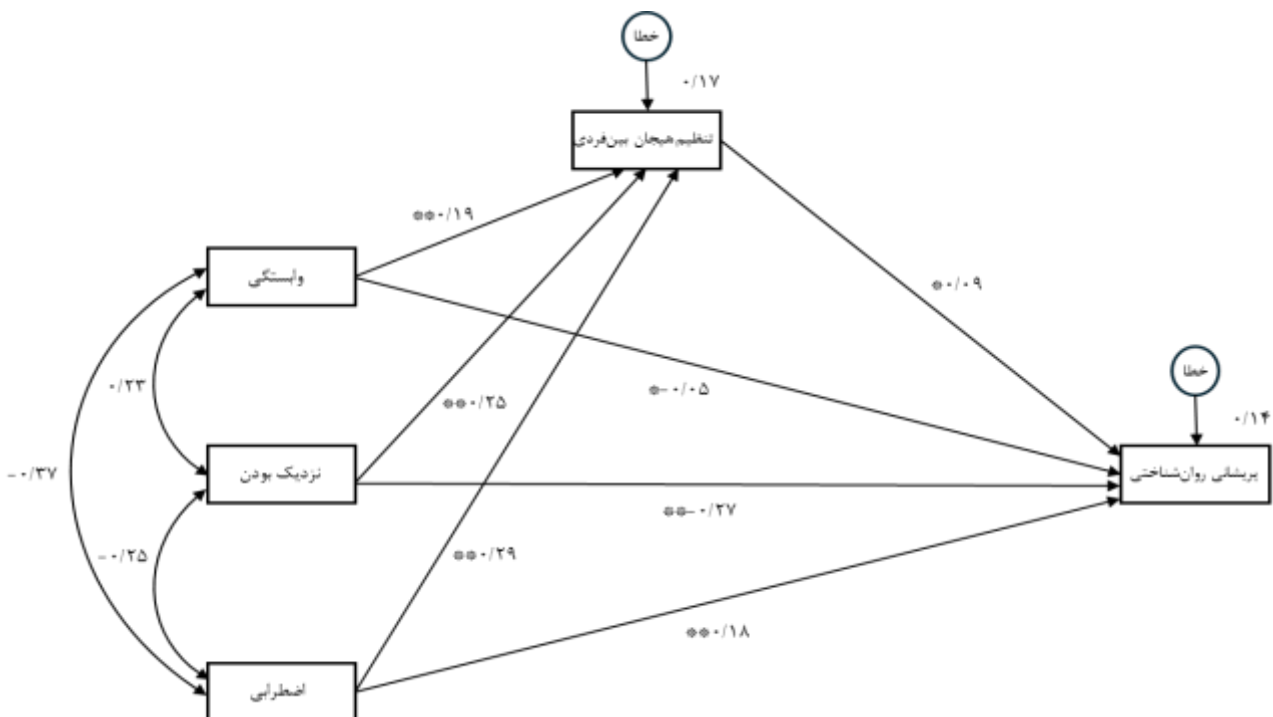
** $P < 0/01$ * $P < 0/05$

جدول ۲ نشان می‌دهد که سبک‌های دلبستگی وابستگی و نزدیک بودن با سبک اضطرابی همبستگی منفی و معناداری دارند ($P \leq 0/01$)، درحالی‌که بین وابستگی و نزدیک بودن، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد ($P \leq 0/01$). از میان سبک‌های دلبستگی، سبک اضطرابی بیشترین همبستگی را با تنظیم هیجان بین فردی دارد ($P \leq 0/01$) و وابستگی کمترین همبستگی معنادار را با آن نشان می‌دهد ($P \geq 0/05$). همچنین، سبک وابستگی و نزدیک بودن با پریشانی روان‌شناختی همبستگی منفی و معنادار دارند ($P \leq 0/01$)، درحالی‌که سبک اضطرابی با پریشانی، همبستگی مثبت و معنادار نشان داد ($P \leq 0/01$). درنهایت، بین تنظیم هیجان بین فردی و پریشانی روان‌شناختی همبستگی معناداری مشاهده نشد ($P \geq 0/05$).

جدول ۳. شاخص‌های برازندگی مدل ساختاری

شاخص	ملاک	ضرایب	وضعیت
χ^2	-	۱/۳۳۹	-
درجه آزادی	-	۱	-
سطح معناداری	$> 0/05$	۰/۲۵	مطلوب
χ^2/df	< 3	۱/۳۳۹	مطلوب
RMSEA	$< 0/08$	۰/۰۲۸	مطلوب
IFI	$> 0/95$	۰/۹۹۹	مطلوب
CFI	$> 0/95$	۰/۹۹۹	مطلوب
GFI	$> 0/95$	۰/۹۹۹	مطلوب

برآورد مدل با روش بیشینه درست‌نمایی انجام شد و ضرایب اثرات استاندارد شده مستقیم و غیرمستقیم محاسبه گردید. شاخص‌های برازندگی مدل نیز بررسی شدند. آزمون خردی دو، هرچند در نمونه‌های بزرگ معمولاً معنادار است، با نسبت (χ^2/df) اصلاح می‌شود که مقدار بین ۱ تا ۳ نشان‌دهنده برازش مناسب است. شاخص RMSEA کمتر از ۰/۰۵ برای مدل‌های خوب، بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ برای مدل‌های متوسط و بالاتر از ۰/۱۰ مدل ضعیف را نشان می‌دهد. همچنین شاخص‌های IFI، CFI و GFI برای مدل‌های خوب بالاتر از ۰/۹۵ در نظر گرفته می‌شوند (استیونس، ۲۰۱۲). شاخص‌های برازش مدل در جدول ۳ آمده و حاکی از برازش مطلوب است. ضرایب مسیر استاندارد شده نیز در شکل ۴ ارائه شده است.



شکل ۴. ضرایب مسیر استاندارد مدل پیش‌بینی پریشانی روان‌شناختی ($P < 0/05$ ، $P < 0/01$)

با توجه به برازش مطلوب مدل مدل‌سازی معادلات ساختاری، اثر غیرمستقیم سبک‌های دلبستگی وابستگی ($\beta = 0/017$)، نزدیک بودن ($\beta = 0/022$) و اضطرابی ($\beta = 0/022$) بر پریشانی روان‌شناختی از طریق تنظیم هیجان بین‌فردی معنادار نبودند ($P \geq 0/05$). این نتایج نشان می‌دهد که تنظیم هیجان بین‌فردی در هیچ‌یک از این روابط نقش میانجی ندارد. همچنین با بررسی ضریب مسیر مستقیم، نتایج نشان داد سبک‌های دلبستگی وابستگی ($\beta = 0/192$)، نزدیک‌بودن ($\beta = 0/248$) و اضطرابی ($\beta = 0/389$) همگی اثر مثبت و معناداری بر تنظیم هیجان بین‌فردی دارند ($P \leq 0/01$). براین اساس هر یک از این سبک‌های دلبستگی، پیش‌بینی‌کننده تنظیم هیجان بین‌فردی است. در رابطه با پریشانی روان‌شناختی، اثر مستقیم وابستگی بر پریشانی روان‌شناختی غیرمعنادار است ($P \geq 0/05$)، درحالی‌که اثر مستقیم سبک نزدیک بودن، منفی و معنادار ($\beta = -0/275$)، و اثر مستقیم سبک اضطرابی مثبت و معنادار ($P \leq 0/01$)، $0/184$ است؛ به عبارت دیگر، نزدیکی موجب کاهش و اضطراب موجب افزایش پریشانی روان‌شناختی می‌شود. همچنین، تنظیم هیجان بین‌فردی پیش‌بینی‌کننده معناداری برای پریشانی روان‌شناختی نیست ($\beta = 0/087$)، میزان واریانس تبیین شده پریشانی روان‌شناختی براساس ابعاد مختلف سبک‌های دلبستگی و تنظیم هیجان بین‌فردی $R^2 = 0/14$ است. بدین معنا که متغیرهای پیش‌بین ۱۴ درصد از تغییرات پریشانی روان‌شناختی را تبیین می‌کنند.

• بحث

در این پژوهش نقش میانجی تنظیم هیجان بین‌فردی در رابطه میان سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی بررسی شد. نتایج نشان داد این متغیر نقش میانجی معناداری میان سبک وابستگی و پریشانی روان‌شناختی ندارد؛ یافته‌ای که ناهمسو با دیدگاه‌های بالبی، مدل کولینز و رید و پژوهش‌های مسینا و همکاران (۲۰۲۱)، کربلایی و همکاران (۱۳۹۹) و کوچی و همکاران (۱۴۰۰) است. به نظر می‌رسد صرف تمایل به وابستگی یا جست‌وجوی حمایت، بدون راهبردهای سازگارانه، موجب کاهش پریشانی نمی‌شود (دیکسون-گوردون و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین اثربخشی این تنظیم به کیفیت رابطه و حمایت اجتماعی بستگی دارد (لوی‌گیگی و شامی‌تسوری، ۲۰۱۷). به طور کلی، کاهش پریشانی بیشتر به کیفیت روابط اجتماعی مرتبط است. همچنین تنظیم هیجان بین‌فردی در رابطه میان دلبستگی نزدیک‌بودن و پریشانی روان‌شناختی نیز میانجی معناداری نداشت؛ به این معنا که احساس امنیت ناشی از دلبستگی ایمن مستقیماً پریشانی را کاهش می‌دهد. این نتیجه با پژوهش‌های بیگدلی و همکاران (۱۳۹۲) و خلیف‌الشمیری و همکاران (۱۴۰۴) ناهمسو، اما با یافته‌های مالیک و همکاران (۲۰۱۵)، مسینا و همکاران (۲۰۲۳) و زاکی و ویلیامز (۲۰۱۳) همسو است. همچنین نتایج نشان دادند که تنظیم هیجان بین‌فردی در رابطه میان سبک دلبستگی اضطرابی و پریشانی روان‌شناختی نقش میانجی معناداری ندارد؛ یافته‌ای که در تضاد با پژوهش‌های مسینا و همکاران (۲۰۲۳)، گوکداک (۲۰۲۱) و نیلسن و همکاران (۲۰۱۷)، اما همسو با نتایج کارتال (۲۰۲۳) است. به نظر می‌رسد تفاوت در زیرمقیاس‌های تنظیم هیجان بین‌فردی سبب این ناهم‌خوانی باشد؛ زیرا برخی ابعاد مانند تقویت عاطفه مثبت اثر محافظتی دارند، درحالی‌که راهبردهایی چون آرام‌سازی افراطی با اضطراب بیشتر همراهاند (لطفی و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین تنها ابعادی مانند اطمینان‌جویی افراطی ممکن است نقش واسطه‌ای داشته باشند (ری‌یول و آلتان‌آتالای، ۲۰۲۰) و ترکیب همه ابعاد در یک نمره کل می‌تواند اثرات متضاد را پنهان کند. علاوه بر این، تنظیم هیجان بین‌فردی فرایندی اجتماعی است و تأثیر آن بر کاهش پریشانی به کیفیت تعاملات بستگی دارد؛ به‌ویژه افراد با دلبستگی اضطرابی با وجود استفاده بیشتر از این راهبردها، در صورت پایین‌بودن کیفیت روابط، از اثرات حمایتی آنها کمتر بهره‌مند می‌شوند (بارتهل و همکاران، ۲۰۱۸).

همچنین یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که هر سه بعد سبک دلبستگی (وابستگی، نزدیک‌بودن و اضطرابی) پیش‌بینی‌کننده معنادار استفاده از راهبردهای تنظیم هیجان بین‌فردی هستند. به‌طور مشخص، وابستگی بالاتر با استفاده بیشتر از راهبردهای بین‌فردی همسو بود که مطابق نتایج هاگرتی و همکاران (۲۰۰۹)، عرب‌علی‌دوستی و همکاران (۱۴۰۳) است و این یافته با نظریه بالبی مبنی بر رجوع افراد وابسته به منابع بیرونی برای آرام‌سازی و حمایت مطابقت دارد. بعد نزدیک‌بودن نیز به‌عنوان شاخصی از دلبستگی ایمن، پیش‌بینی‌کننده مثبت تنظیم هیجان بین‌فردی بود و این نتیجه با تعریف کولینز و رید (۱۹۹۰) از نزدیکی به‌عنوان گرایش به صمیمیت و نیز با پژوهش‌های پارادا-فرناندز و همکاران (۲۰۲۱)، اوزرن (۲۰۲۱) و دهقان و همکاران (۱۳۹۸) همسو است. همچنین، دلبستگی اضطرابی پیش‌بینی‌کننده مثبت و معنادار استفاده از تنظیم هیجان بین‌فردی بود؛ یافته‌ای که با پژوهش‌های آلتان‌آتالای (۲۰۱۹)، اسپرینگستاین و همکاران (۲۰۲۳)،

فرارو و تیلور (۲۰۲۱) و هنشل و همکاران (۲۰۲۰) همخوانی دارد. در مجموع، نتایج نشان می‌دهد که سبک‌های دلبستگی با میزان و کارآمدی استفاده از راهبردهای تنظیم هیجان بین‌فردی مرتبط‌اند، اما این راهبردها الزاماً تأثیری مستقیم بر کاهش پریشانی روان‌شناختی ندارند.

در ادامه یافته‌ها نشان دادند که بعد وابستگی تأثیر مستقیم و معناداری بر پریشانی روان‌شناختی ندارد. در مقابل، بعد نزدیک‌بودن اثر منفی و معناداری بر پریشانی داشت که با نتایج پرایسپوتو (۲۰۱۲) و فارسیجانی و همکاران (۱۴۰۰) ناهمسو بود. همچنین همسو با پژوهش‌های فینچ و همکاران (۲۰۲۴) و بلیک و همکاران (۲۰۲۵)، بعد اضطرابی پیش‌بینی‌کننده مثبت و معنادار پریشانی بود. به طور کلی، وابستگی بازتابی از اعتماد و انتظار حمایت سالم است و مستقیماً بر پریشانی اثر ندارد، درحالی‌که نزدیکی نقش محافظتی و دلبستگی اضطرابی نقش آسیب‌زا در پریشانی روان‌شناختی دارد.

همچنین یافته‌ها نشان دادند که تنظیم هیجان بین‌فردی ارتباط مستقیم و معناداری با پریشانی روان‌شناختی نداشت؛ نتیجه‌ای ناهمسو با پژوهش‌های سلیمانی و حبیبی (۱۳۹۳) و نیرومند و همکاران (۱۳۹۸) که کاهش افسردگی را پس از آموزش تنظیم هیجان گزارش کرده‌اند. همچنین، لطفی و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که تنظیم هیجان بین‌فردی در پیش‌بینی افسردگی و اضطراب نقش دارد، هرچند اثر آن از تنظیم هیجان درون‌فردی کمتر است. در مقابل، نتیجه حاضر با پژوهش کارتال (۲۰۲۳) همسوست که نشان داد تنظیم هیجان بین‌فردی نه میانجی و نه پیش‌بینی‌کننده معناداری برای پیامدهای هیجانی نیست. بر پایه مدل فرآیندی گراس و جان (۲۰۰۳)، به نظر می‌رسد در میان دانشجویان این پژوهش، راهبردهای درون‌فردی مانند بازاریابی شناختی، پذیرش هیجان و بازداری بیان هیجان نقش مؤثرتری در کاهش پریشانی داشته‌اند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که دانشجویان این نمونه بیشتر به راهبردهای شناختی و فردی برای تنظیم هیجانات منفی متکی بوده‌اند تا به شیوه‌های بین‌فردی، نکته‌ای که می‌تواند جهت تازه‌ای برای پژوهش‌های آینده فراهم کند.

• نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان داد هرچند نقش میانجی تنظیم هیجان بین‌فردی در رابطه میان سبک‌های دلبستگی و پریشانی روان‌شناختی تأیید نشد، اما ابعاد دلبستگی بر پریشانی روان‌شناختی تأثیر داشتند. بعد نزدیکی با کاهش پریشانی و بعد اضطرابی بودن با افزایش آن همراه بود، درحالی‌که وابستگی اثری مستقیم نشان نداد. هر سه بعد دلبستگی پیش‌بینی‌کننده استفاده از راهبردهای تنظیم هیجان بین‌فردی بودند، اما این راهبردها لزوماً به کاهش پریشانی منجر نشدند. تفاوت‌های مشاهده‌شده میان نتایج این پژوهش و برخی مطالعات پیشین احتمالاً ریشه در عوامل بافتی مانند تفاوت‌های فرهنگی، کیفیت روابط اجتماعی، میزان همدلی و مهارت‌های ارتباطی دارد. به‌ویژه در بافت فرهنگی جمع‌گراتر، راهبردهای بین‌فردی ممکن است کارکرد متفاوتی نسبت به جوامع فردگرا داشته باشند. با وجود محدودیت‌هایی نظیر جامعه آماری محدود به دانشجویان، روش نمونه‌گیری در دسترس، ماهیت مقطعی مطالعه و تمرکز بر تعداد اندکی متغیر، نتایج این پژوهش اهمیت بررسی ابعاد مختلف دلبستگی در سلامت روانی دانشجویان را برجسته می‌کند. این یافته‌ها می‌توانند مبنایی برای طراحی مداخلات آموزشی، مشاوره‌ای و پیشگیرانه در محیط‌های دانشگاهی باشند؛ مداخلاتی که با تقویت سبک‌های دلبستگی ایمن، آموزش راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان و ارتقای مهارت‌های ارتباطی، به بهبود بهزیستی روانی دانشجویان کمک می‌کنند.

• تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافی بین نویسندگان وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی دانشجویان دانشگاه بیرجند جهت همکاری در پژوهش کمال تشکر و قدردانی را می‌نمایم.

• منابع

بشارت، محمدعلی و فرهنگ، هادی. (۱۳۹۶). نقش واسطه‌ای دشواری تنظیم هیجان در رابطه بین آسیب‌های دلبستگی و نشانه‌های افسردگی و

- بیگدلی، ایمان‌اله، نجفی، محمود و رستمی، مریم. (۱۳۹۲). رابطه سبک‌های دلبستگی، تنظیم هیجانی و تاب‌آوری با بهزیستی روانی در دانشجویان علوم پزشکی. *مجله ایرانی آموزش در علوم پزشکی*، ۱۳(۹)، ۷۲۱-۷۲۹. <http://ijme.mui.ac.ir/article-1-2694-fa.html>
- پکوک، زهرا، آزادی، محمود، طالبیان شریف، جعفر. (۲۰۲۴). اثر بخشی آموزش تنظیم شناختی هیجان بر عزت‌نفس و خودآگاهی دانشجویان دختر با تجربه شکست عاطفی. *مجله روان‌شناسی*، ۲(۲۸)، ۲۱۶-۲۲۴. <https://rimag.ir/fa/Article/45231>
- پورنقاش تهرانی، سید سعید، قلندرزاده، زهرا، فراهانی، حجت‌الله، صابری، سید مهدی و پاشایی بهرام، معصومه. (۱۳۹۷). رابطه بین خشونت خانگی و عملکردهای شناختی در زنان قربانی همسرآزاری: نقش واسطه‌ای خود تنظیمی و پریشانی روانشناختی. *فصلنامه روان‌شناسی شناختی*، ۶(۳)، ۵۱-۶۰. <http://dori.net/dor/20.1001.1.23455780.1397.6.3.7.2>
- تنهای رشوانلو، فرهاد، کارشکی، حسین، امانی، مریم، اسفندیاری، سعیده و ترکمنی، مرضیه. (۱۳۹۸). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس فشار روانی کسلر (K6) براساس نظریه کلاسیک آزمون و سوال- پاسخ. *علوم پزشکی رازی (مجله دانشگاه علوم پزشکی ایران)*، ۲۶(۱۱)، ۲۰-۳۳. <http://rjms.iuums.ac.ir/article-1-5208-fa.html>
- دهقان، مجتبی، حسنی، جعفر و شریفی، پریسا. (۱۳۹۸). رابطه میان سبک‌های دلبستگی و مشکلات بین فردی در افراد بزهکار: نقش واسطه‌ای نظم جویی شناختی هیجانی و حل مسأله اجتماعی. *مطالعات روان‌شناختی*، ۱۵(۲)، ۷۸-۶۱. <https://doi.org/10.22051/psy.2019.23717.1807>
- رهنمائی، سمیه، گل پرور، محسن، آقایی، اصغر. (۲۰۲۵). مقایسه اثربخشی بسته آموزشی تعامل کارآمد مادر- نوجوان و آموزش تنظیم هیجان بر احساس تنهایی و انعطاف‌پذیری روانشناختی در دختران نوجوان. *مجله روان‌شناسی*، ۴(۲۸)، ۳۷۵-۳۸۴. <https://rimag.ir/fa/Article/42566>
- زیودار، نجمه، اسکندری، حسین و پزشک، شهلا. (۱۳۹۹). مقایسه تمایلات حرکتی در کودکان ۶ تا ۹ سال با سبک‌های دلبستگی ایمن و نایمن. *روان‌شناسی تحولی (روان‌شناسان ایرانی)*، ۱۷(۶۸)، ۴۲۷-۴۴۹. <https://sanad.iau.ir/Journal/jip/Article/1055143/FullText>
- سلیمانی، اسماعیل و حبیبی، یعقوب. (۱۳۹۳). ارتباط تنظیم هیجان و تاب‌آوری با بهزیستی روان‌شناختی در دانش‌آموزان. *روان‌شناسی مدرسه و آموزشگاه*، ۳(۴)، ۵۱-۷۲.
- علی دوستی، فاطمه، معافیان، وحیده. (۱۴۰۲). سبک‌های دلبستگی و اضطراب مرگ: نقش میانجی دشواری تنظیم هیجان. *فصلنامه روان‌شناسی تحلیلی شناختی*، ۱۴(۵۳)، ۱-۱۹. <https://dori.net/dor/20.1001.1.28222476.1402.14.53.1.0>
- فارسیجانی، نیلوفر، پورشهریار، حسین، ملحی، الناز و رضواندل مرزی، فاطمه. (۱۴۰۰). مدل معادلات ساختاری رابطه بین سبک‌های دلبستگی و پریشانی روانشناختی: نقش واسطه‌ای طرحواره‌های هیجانی. *نشریه رویش روان‌شناسی*، ۴(۶۱)، ۶۵-۷۶. <http://dori.net/dor/20.1001.1.2383353.1400.10.4.19.5>
- فتحی آشتیانی، مینا، شیخ‌الاسلامی، رضیه. (۱۳۹۸). رابطه بین سبک دلبستگی و بهزیستی روانشناختی: نقش واسطه‌ای انعطاف‌پذیری شناختی. *مجله روان‌شناسی*، ۲(۲۳)، ۱۴۷-۱۳۴. <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/21522>
- کربلایی، فاطمه، حسنی، جعفر و نوری قاسم‌آبادی، ربابه. (۱۳۹۹). رابطه راهبردهای تنظیم شناختی هیجان و افسردگی در دختران دارای روابط عاطفی: نقش میانجی مشکلات بین‌فردی. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، <https://doi.org/10.22059/japr.2020.285024.643316>
- کریم خلیف‌الشمیری، علی، مؤمنی، خدامراد و یزدانبخش، کامران. (۱۴۰۴). نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان در رابطه سبک‌های دلبستگی با مهارت‌های اجتماعی و اضطراب در کودکان مبتلا به اختلال طیف اتیسم. *مجله علوم روانشناختی*، ۲۴(۱۴۵)، ۲۳-۴۴. <https://doi.org/10.52547/JPS.24.145.23>
- کوچی، صدیقه، مامی، شهرام و احمدی، وحید. (۱۴۰۰). نقش واسطه‌ای راهبردهای تنظیم شناختی هیجان و خودکارآمدی اجتماعی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و اضطراب اجتماعی در دانش‌آموزان دختر دوره دوم متوسطه. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، ۱۲(۴)، ۳۰۹-۳۲۶. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22518126.1400.12.4.14.1>
- لطفی، مژگان، امینی، مهدی و سیاسی، یاسمن. (۱۴۰۰). مقایسه مدل‌های درون‌فردی و بین‌فردی تنظیم هیجان در تبیین نشانگان اضطراب و افسردگی. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۲۷(۳)، ۲۸۸-۳۰۱. <http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.27.2.2359.2>
- متقیان، مرضیه و عبدی زرین، سهراب. (۱۳۹۸). پیش‌بینی روان‌رنجوری بر اساس سبک‌های دلبستگی و طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه در مراجعین مراکز مشاوره شهر قم. *روان‌شناسی و روان‌پزشکی شناخت*، ۶(۵)، ۱۱۸-۱۲۸. <http://dx.doi.org/10.29252/shenakht.6.5.118>
- محمدپور ایردموسی، اعظم، عاقل مسجدی، مریم. (۱۴۰۴). بررسی تعیین تأثیر طلاق عاطفی و خشونت خانگی بر گرایش به روابط فرازناشویی با نقش میانجی‌گری پریشانی روان‌شناختی در زنان متأهل. *مجله روان‌شناسی*، ۱(۲۹)، ۵۷-۴۸. <https://rimag.ir/fa/Article/46472>

- نیرومند، رقیه، صیدمرادی، کاوه، کاکوند، علیرضا و توسلی، زهرا. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش فنون تنظیم هیجان بر کاهش استرس و افزایش تاب‌آوری دانشجویان. *اندیشه و رفتار در روان‌شناسی بالینی (اندیشه و رفتار)*، ۱۴ (۵۳)، ۷-۱۶. <https://sid.ir/paper/367389/fa>
- Ainsworth, M. S. (1989). Attachments beyond infancy. *American psychologist*, 44(4), 709. <https://doi.org/10.1037//0003-066x.44.4.709>
- Arab Alidoosti, F., Deghani, M., Roshan, M., & Robot Milli, S. (2024). The relationship between attachment styles and difficulty in emotion regulation: Investigating the moderating role of reflective functioning. *Clinical Psychology and Personality*, 22(2), 157–168. <https://doi.org/10.22070/cpap.2024.18550.1466>
- Asgarizadeh, A., Pakdaman, Sh., Hunjani, M., & Ghanbari, S. (2023). Iranian Adaptation of the Revised Adult Attachment Scale: Validity and Reliability in the General Population. *Appl. Psychol*, 17 (2):167-191.
- Barthel, A. L., Hay, A., Doan, S. N., & Hofmann, S. G. (2018). Interpersonal emotion regulation: A review of social and developmental components. *Behavior Change*, 35(4), 203–216. <https://doi.org/10.1017/bcc.2018.19>
- Bell, M. L., Kenward, M. G., Fairclough, D. L., & Horton, N. J. (2013). Differential dropout and bias in randomized controlled trials: when it matters and when it may not. *Bmj*, 346. <https://doi.org/10.1136/bmj.e8668>
- Blake, J. A., Thomas, H. J., Hurst, C. P., Pelecanos, A. M., McGee, T. R., Najman, J. M., & Scott, J. G. (2024). A two-generation study of attachment in mothers and their young adult offspring: Latent classes of attachment and associations with anxiety and depression. *Journal of Affective Disorders*, 358, 361–368. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.05.046>
- Ceren Gökdağ, how does interpersonal emotion regulation explain psychological distress? The roles of attachment style and social support, *Personality and Individual Differences*, Volume 176, 2021, 110763, ISSN 0191-8869, <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110763>.
- Ciocca, G., Rossi, R., Collazzoni, A., Gorea, F., Vallaj, B., Stratta, P., & Di Lorenzo, G. (2020). The impact of attachment styles and defense mechanisms on psychological distress in a non-clinical young adult sample: A path analysis. *Journal of Affective Disorders*, 273, 384-390. <https://doi.org/10.1101/2020.04.16.20055608>
- Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of personality and social psychology*, 58(4), 644. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.58.4.644>
- Cronin, T. J., Pepping, C. A., & O'Donovan, A. (2018). Attachment to friends and psychosocial well-being: The role of emotion regulation. *Clinical Psychologist*, 22(2), 158–167. <https://doi.org/10.1111/cp.12159>
- Dixon-Gordon, K. L., Bernecker, S. L., & Christensen, K. (2015). Recent innovations in the field of interpersonal emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*, 3, 36–42. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.02.001>
- Emerson, D. J., Hair Jr, J. F., & Smith, K. J. (2023). Psychological distress, burnout, and business student turnover: The role of resilience as a coping mechanism. *Research in higher education*, 64(2), 228-259. <https://doi.org/10.1007/s11162-022-09704-9>
- Ferraro, I. K., & Taylor, A. M. (2021). Adult attachment styles and emotional regulation: The role of interoceptive awareness and alexithymia. *Personality and Individual Differences*, 173, Article 110641. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110641>
- Finch, K., Lawrence, D., Williams, M. O., Thompson, A. R., & Hartwright, C. (2024). Relationships between adverse childhood experiences, attachment, resilience, psychological distress and trauma among forensic mental health populations. *The Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, 35(5), 660–684. <https://doi.org/10.1080/14789949.2024.2365149>
- Garland E. L. (2021). Mindful Positive Emotion Regulation as a Treatment for Addiction: From Hedonic Pleasure to Self-Transcendent Meaning. *Current opinion in behavioral sciences*, 39, 168–177. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2021.03.019>
- Gross JJ, John OP. Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *J Pers Soc Psychol*. 2003 Aug;85(2):348-62. <http://doi:10.1037/0022-3514.85.2.348>. PMID: 12916575
- Haggerty, G., Hilsenroth, M. J., & Vala-Stewart, R. (2009). Attachment and interpersonal distress: Examining the relationship between attachment styles and interpersonal problems in a clinical population. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 16(1), 1–9. <https://doi.org/10.1002/cpp.596>
- Henschel, S., Nandrino, J.-L., & Doba, K. (2020). Emotion regulation and empathic abilities in young adults: The role of attachment styles. *Personality and Individual Differences*, 156, Article 109763. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109763>
- Hofmann, S. G., Carpenter, J. K., & Curtiss, J. (2016). Interpersonal emotion regulation questionnaire (IERQ): Scale development and psychometric characteristics. *Cognitive therapy and research*, 40, 341-356. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9756-2>

- Jones, J. D., Brett, B. E., Ehrlich, K. B., Lejuez, C. W., & Cassidy, J. (2014). Maternal attachment style and responses to adolescents' negative emotions: The mediating role of maternal emotion regulation. *Parenting: Science and Practice, 14*(3–4), 235–257. <https://doi.org/10.1080/15295192.2014.972760>
- Kartal, C. N. (2023). *Investigating the different roles of avoidant and anxious attachment on psychological well-being mediated by interpersonal emotion regulation* (Master's thesis, Utrecht University). Utrecht University Repository. <https://studenttheses.uu.nl/handle/20.500.12932/44729>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological medicine, 32*(6), 959-976. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006074>
- Kopels, M. C., & Roulette, C. J. (2023). Food insecurity, diet and mental distress among resource insecure students during COVID-19. *Evolution, Medicine, and Public Health, 11*(1), 18-29. <https://doi.org/10.1093/emph/eoad001>
- Levy, K. N., Ellison, W. D., Scott, L. N., & Bernecker, S. L. (2011). Attachment style. *Journal of clinical psychology, 67*(2), 193-203. <https://doi.org/10.1002/jclp.20756>
- Levy-Gigi, E., & Shamay-Tsoory, S. G. (2017). Help me if you can: Evaluating the effectiveness of interpersonal compared to intrapersonal emotion regulation in reducing distress. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry, 55*, 33–40. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2016.11.008>
- Malik, S., Wells, A., & Wittkowski, A. (2015). Emotion regulation as a mediator in the relationship between attachment and depressive symptomatology: A systematic review. *Journal of Affective Disorders, 172*, 428–444. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.10.007>
- Mazza C, Colasanti M, Ricci E, Di Giandomenico S, Marchetti D, Fontanesi L, Verrocchio MC, Ferracuti S, Roma P. The COVID-19 Outbreak and Psychological Distress in Healthcare Workers: The Role of Personality Traits, Attachment Styles, and Sociodemographic Factors. *Sustainability*. 2021; 13(9):4992. <https://doi.org/10.3390/su13094992>
- Messina, I., Calvo, V., & Grecucci, A. (2023). Attachment orientations and emotion regulation: new insights from the study of interpersonal emotion regulation strategies. *Research in Psychotherapy: Psychopathology, Process, and Outcome, 26*(3). <https://doi.org/10.4081%2Fripppo.2023.703>
- Messina, I., Calvo, V., Masaro, C., Ghedin, S., & Marogna, C. (2021). Interpersonal emotion regulation: From research to group therapy. *Frontiers in Psychology, 12*, 636919. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.636919>
- Nielsen, S. K. K., Lønfeldt, N., Wolitzky-Taylor, K. B., Hageman, I., Vangkilde, S., & Daniel, S. I. F. (2017). Adult attachment style and anxiety: The mediating role of emotion regulation. *Journal of Affective Disorders, 218*, 253–259. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.04.047>
- Ozeren G. S. (2022). The correlation between emotion regulation and attachment styles in undergraduates. *Perspectives in psychiatric care, 58*(2), 482–490. <https://doi.org/10.1111/ppc.12902>
- Parada-Fernández, P., Herrero-Fernández, D., Oliva-Macías, M., & Rohwer, H. (2021). Analysis of the mediating effect of mentalization on the relationship between attachment styles and emotion dysregulation. *Scandinavian Journal of Psychology, 62*(3), 312–320. <https://doi.org/10.1111/sjop.12717>
- Priceputu, M. (2012). Attachment style – From theory to the integrative intervention in anxious and depressive symptomatology. *Procedia – Social and Behavioral Sciences, 33*, 934–938. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.01.259>
- Ray-Yol, E., & Altan-Atalay, A. (2022). Interpersonal emotion regulation and psychological distress: what is the function of negative mood regulation expectancies in this relationship? *Psychological Reports, 125*(1), 280-293. <https://doi.org/10.1177/0033294120968086>
- Riva Crugnola, C., Bottini, M., Madeddu, F., Preti, E., & Ierardi, E. (2021). Psychological distress and attachment styles in emerging adult students attending and not attending a university counselling service. *Health Psychology Open, 8*(1), 1–9. <https://doi.org/10.1177/20551029211016120>
- Ryu, S., & Fan, L. (2023). The relationship between financial worries and psychological distress among US adults. *Journal of Family and Economic Issues, 44*(1), 16-33. <https://doi.org/10.1007/s10834-022-09820-9>
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of educational research, 99*(6), 323-338. <http://dx.doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2012). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Routledge.
- Soleimani, S., Mofrad, F., & Kareshki, H. (2018). Interpersonal emotion regulation questionnaire (IERQ) in Persian speaking population: Adaption, factor structure and psychometric properties. *International Journal of Applied Behavioral Sciences, 3*(4), 42-49. <https://doi.org/10.22037/ijabs.v3i4.16483>
- Springstein, T., Hamerling-Potts, K. K., Landa, I., & English, T. (2023). Adult attachment and interpersonal emotion regulation motives in daily life. *Emotion, 23*(5), 1281–1293. <https://doi.org/10.1037/emo0001169>
- Stevens, J. P. (2012). . Routledge.

- West, S. G., Finch, J. F. & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables: Problems and remedies, In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and...* 56-75), Sage, Thousand Oaks, 1995.
- Zaki, J., & Williams, W. C. (2013). Interpersonal emotion regulation. *Emotion (Washington, D.C.)*, 13(5), 803–810. <https://doi.org/10.1037/a0033839>
- Zerach, G., & Elklit, A. (2020). Attachment and social support mediate associations between Poly victimization and psychological distress in early adolescence. *International Journal of Psychology*, 55(3), 380-391. <https://doi.org/10.1002/ijop.12590>
- Zuccala, M., Modini, M., & Abbott, M. J. (2021). The role of death fears and attachment processes in social anxiety: A novel hypothesis explored. *Australian Journal of Psychology*, 73(3), 381-391. <https://doi.org/10.1080/00049530.2021.1917307>

مقایسه پروفایل هوشی کودکان مبتلا به نارسایی توجه - بیش‌فعالی با کودکان عادی براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V

Comparing the Intelligence Profiles of Children with Attention Deficit Hyperactivity Disorder and Normal Children based on WISC-V Complementary and Secondary Subtests

Mehran Soleymani, PhD

Ladan Vaghef, PhD

Laya Abdollahi, MSc[✉]

مهران سلیمانی^۱

لادن واقف^۱

لیا عبداللهی^۲

Abstract

Considering the changes in the WISC-V test relative to the WISC-IV, including the addition of a fifth index, complementary indices and three new subtests to WISC-V test, this study was designed aiming to compare the performance of children with attention deficit hyperactivity disorder (ADHD) and normal children based on the secondary and complementary indices of the WISC-V. The present study is descriptive, and the statistical population included students aged 7 to 12 who referred to schools and neurology and neurotherapy centers in Tabriz in 2019. The study sample included 60 students (30 students with ADHD and 30 normal students) who were selected from the statistical population by purposive sampling method and responded to WISC-V test (Wechsler Intelligence Scale for Children). Data were analyzed using multivariate analysis of variance and via SPSS 19.0 software. The results showed that there is a difference between the performance of children with ADHD and normal children in secondary indices, i.e. general ability, cognitive skill, auditory working memory, quantitative and non-verbal reasoning ($P < 0.01$) and complementary indices, i.e. naming speed, symbol translation, storage and retrieval ($P < 0.01$). The results of the present study showed that students with ADHD performed poorly in all WISC-V secondary and complementary subtests and indices compared to normal students. According to the obtained results, it is possible to provide adequate rehabilitation programs in line with the cognitive improvement of these children.

Keywords: Attention Deficit Hyperactivity Disorder, WISC-V Test, Secondary Indicators, Complementary Indicator.

چکیده

با توجه به تغییرات آزمون WISC-V نسبت به WISC-IV، مثل ۵ شاخصه شدن WISC-V در مقایسه با ۴ شاخصه بودن WISC-IV و اضافه شدن شاخص مکمل و ۳ خرده‌آزمون دیگر به WISC-V، مطالعه حاضر با هدف مقایسه عملکرد کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی با کودکان عادی براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V طراحی شده است. پژوهش حاضر به روش توصیفی بود. جامعه آماری مطالعه حاضر را کلیه دانش‌آموزان ۷ تا ۱۲ ساله مراجعه‌کننده به مراکز مغز و اعصاب و نوروتراپی و مدارس عادی شهر تبریز تشکیل دادند. نمونه پژوهش شامل ۶۰ دانش‌آموز (۳۰ دانش‌آموز با اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی و ۳۰ دانش‌آموز عادی) بودند که به صورت نمونه‌گیری هدف‌مند از بین جامعه آماری انتخاب شدند و به سؤالات آزمون WISC-V پاسخ دادند. داده‌ها به وسیله تحلیل واریانس چندمتغیره و با نرم‌افزار SPSS 19 تحلیل شد. نتایج نشان داد که بین عملکرد کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی و کودکان عادی در شاخص‌های جانبی یعنی توانایی کلی، مهارت شناختی، حافظه فعال شنیداری، استدلال کمی و غیرکلامی ($P > 0.01$) و شاخص‌های مکمل یعنی سرعت نام‌گذاری، ترجمه نمود، یادسپاری و یادآوری تفاوت معنادار وجود دارد ($P < 0.01$). نتایج مطالعه حاضر نشان داد به عبارتی دیگر دانش‌آموزان مبتلا به اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی در تمام خرده‌مقیاس‌های شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V عملکرد ضعیفی نسبت به دانش‌آموزان عادی داشتند. با توجه به این نتایج شاید بتوان برنامه‌های توانبخشی مناسبی در راستای ارتقای شناختی این کودکان ارائه داد.

واژه‌های کلیدی: اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی، آزمون WISC-V، شاخص‌های جانبی، شاخص‌های مکمل.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۳/۱۲ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۸/۲۵

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان تبریز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی (attention deficit hyperactivity disorder) یکی از شایع‌ترین اختلال‌های عصبی رشدی در دوران کودکی و نوجوانی است که به‌صورت یک الگوی رفتاری ثابت از بی‌توجهی و بیش‌فعالی/ تکانشگری (inattention, hyperactivity/ impulsivity) ظاهر می‌شود. این اختلال در محیط‌های مختلف مانند خانه و مدرسه رخ داده و منجر به مشکلات شدید در محیط‌های اجتماعی، آموزشی و شغلی می‌گردد (بکر و همکاران، ۲۰۲۴). اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی اغلب با اختلال‌هایی مانند اختلال‌های اضطرابی، افسردگی و اختلال یادگیری خاص نیز همراه است (رینکون و همکاران، ۲۰۲۴). یک فراتحلیل با اثر تصادفی از این مطالعات نشان داد که شیوع جهانی ADHD در کودکان و نوجوانان ۸ درصد (با فاصله اطمینان ۹۵ درصد بین ۰/۶ تا ۱۰ درصد) است؛ و نرخ شیوع در پسران (۱۰ درصد) دو برابر بیشتر از دختران (۵ درصد) است (آیانو و همکاران، ۲۰۲۳).

تصور می‌شود که مشکلات توجه و بیش‌فعالی/ تکانشگری به شکل رفتارهایی آشکار می‌شوند که در رشد مهارت‌های اساسی ضروری برای یادگیری دخالت دارند (تسانتیلان و همکاران، ۲۰۲۲). یکی از مسائلی که در رشد مهارت‌های اساسی برای یادگیری تأثیرگذار است، توانایی‌های شناختی (cognitive abilities) کودکان است. مطالعات فراتحلیل (meta-analysis) به سطوح پایین‌تر توانایی‌های شناختی در کودکان و نوجوانان مبتلا به اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی اشاره کرده‌اند. به‌عنوان مثال، یافته‌های مطالعات فراتحلیل، مجموعه‌ای از نقص‌ها در انواع حوزه‌های عصبی شناختی که با اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی مرتبط هستند، از جمله تغییرپذیری زمان واکنش، بازداری پاسخ، هوش، پیشرفت، برنامه‌ریزی و سازمان‌دهی را نشان می‌دهند (پیوسکی و مک‌گراث، ۲۰۱۸). بنابراین، بررسی توانایی‌های شناختی هنگام تشخیص اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی ارزیابی عمیق‌تری از نقاط قوت و ضعف یادگیری کودکان به ما ارائه می‌دهد (ولریچ و همکاران، ۲۰۱۹). از ابزارهایی که به بررسی توانایی‌های شناختی کودکان می‌پردازد، آزمون‌های هوش است.

مقیاس هوشی وکسلر کودکان- ویرایش پنجم (Wechsler intelligence scale for children, fifth edition- WISC-V) یکی از معتبرترین ابزارهای روان‌شناختی برای ارزیابی جامع توانایی‌های شناختی در کودکان به‌شمار می‌رود. این آزمون بر پایه مدل هوشی کتل-هورن-کارول (Cattell-Horn-Carroll model- CHC) بنا شده و شامل سه نوع شاخص است: شاخص‌های اصلی (primary indices)، شاخص‌های جانبی (ancillary indices) و شاخص‌های مکمل (complementary indices) (وایس و همکاران، ۱۳۹۶). شاخص‌های اصلی شامل: درک کلامی (verbal comprehension)، دیداری-فضایی (visual-spatial)، استدلال سیال (fluid reasoning)، حافظه فعال (working memory) و سرعت پردازش (processing speed) است. شاخص‌های جانبی شامل: شاخص توانایی کلی (general ability index)، شاخص مهارت شناختی (cognitive proficiency index)، شاخص غیرکلامی (nonverbal index)، شاخص حافظه فعال شنیداری (auditory working memory index) و شاخص استدلال کمی (quantitative reasoning) است. شاخص‌های مکمل نیز شامل: سرعت نام‌گذاری (naming speed)، ترجمه نماد (symbol translation) و یادسپاری و یادآوری (storage and retrieval) است که به ارزیابی جنبه‌های خاصی از عملکرد شناختی می‌پردازند که ارتباط قوی با اختلال‌های یادگیری و ADHD دارند (کافمن و کافمن، ۲۰۰۴).

بررسی پروفایل هوشی کودکان مبتلا به ADHD با استفاده از WISC-V به یکی از حوزه‌های مهم پژوهشی تبدیل شده است. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که کودکان مبتلا به ADHD در مقایسه با کودکان عادی، در شاخص‌های حافظه کاری و سرعت پردازش، عملکرد پایین‌تری دارند (بکر و همکاران، ۲۰۲۱؛ ویلسون، ۲۰۲۳). با این حال، پژوهش‌های جدیدتر تمرکز خود را بر شاخص‌های جانبی و مکمل WISC-V معطوف کرده‌اند تا درک عمیق‌تری از نقایص شناختی این کودکان به‌دست آورند. ویلسون (۲۰۲۳) در یک فراتحلیل، عملکرد شناختی افراد مبتلا به ADHD و اوتیسم را در آزمون‌های WISC-V و WAIS-IV بررسی کرد. در کودکان ADHD، کاهش خفیف در حافظه کاری و سرعت پردازش مشاهده شد، اما سایر شاخص‌ها مانند استدلال سیال و درک کلامی در محدوده طبیعی بودند. پژوهشگران نتیجه گرفتند که ADHD با پروفایل شناختی نسبتاً متعادل اما با ضعف در شاخص‌های جانبی همراه است.

مرور نظام‌مند تحقیقات نشان داده است که کودکان مبتلا به ADHD از نظر عملکرد عمدتاً در محدوده نرمال عمل می‌کنند اما حافظه فعال آنان ضعیف‌تر است و همین امر ضرورت بررسی دقیق شاخص‌های جانبی و مکمل WISC-V را برجسته می‌سازد. نقص در هریک از خرده‌آزمون‌های شناختی می‌تواند پیامدهای نامطلوبی بر توانایی‌های شناختی و عملکرد آموزشی کودکان بر جای گذارد. نقص در شاخص توانایی کلی باعث برآورد پایین از توانایی‌های کودک می‌شود. نقص در مهارت شناختی، نشان‌دهنده ضعف در پردازش شناختی کودک است. نقص در شاخص غیرکلامی باعث مشکل در فعالیت‌های دیداری-فضایی و استدلالی کودک می‌شود. نقص در شاخص استدلال کمی باعث ضعف کودک در درک مفاهیم کمی می‌شود و نقص در حافظه فعال شنیداری باعث نقص عملکرد حافظه فعال کودک می‌گردد. نقص در شاخص‌های مکمل مانند سرعت نام‌گذاری باعث مشکل در تداعی‌های دیداری-کلامی کودک؛ نقص در ترجمه نماد باعث رمزگردانی ضعیف اطلاعات و نقص در شاخص یادسپاری و یادآوری باعث مشکل در بازیابی اطلاعات از حافظه بلندمدت می‌شود (وایس و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین با اجرای شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V، می‌توان درک بهتری از نقایص شناختی کودکان ADHD به‌دست آورد. در مقایسه با نسخه‌های پیشین، WISC-V نه تنها آیتم‌های متنوع‌تری را در بر دارد، بلکه تکالیف شناختی جدید و چندبُعدی را نیز ارائه می‌دهد. همین ویژگی سبب می‌شود این آزمون ابزار مناسبی برای شناخت جامع‌تر عملکرد شناختی کودکان باشد (کراکرو و همکاران، ۲۰۲۴).

بکر و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی دریافتند که کودکان دارای تشخیص ترکیبی ADHD همراه با اختلال یادگیری خاص نسبت به گروه شاهد در چندین شاخص از جمله شاخص حافظه فعال (working memory index- WMI)، شاخص سرعت پردازش (PSI)، شاخص حافظه فعال شنیداری (auditory working memory index- AWMI)، شاخص مهارت شناختی (cognitive proficiency index; CPI) و بهره هوشی کلی (full scale IQ- FSIQ) نمرات پایین‌تری داشتند. همچنین، در مقایسه با گروه SLD خالص، این کودکان عملکرد ضعیف‌تری در شاخص درک کلامی (verbal comprehension index- VCI)، شاخص استدلال غیرکلامی (nonverbal index- NVI) و شاخص توانایی کلی (general ability index- GAI) را نشان دادند. در تحلیل اکتشافی بین زیرگروه ADHD خالص و گروه ADHD + SLD نیز تفاوت معناداری در شاخص درک کلامی (VCI)، شاخص حافظه فعال (WMI)، شاخص استدلال کمی (quantitative reasoning index- QRI) و شاخص حافظه فعال شنیداری (AWMI) مشاهده شد.

از یک‌سو، اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی یکی از شایع‌ترین اختلال‌های عصب رشدی است که با مجموعه‌ای از پیامدهای منفی همراه است؛ از جمله: مشکلات تحصیلی، دشواری‌های سلوکی و مصرف مواد، تعارض با والدین و همسالان، اختلال در خواب و کاهش سرعت پردازش شناختی؛ و این اختلال می‌تواند هزینه‌های قابل توجهی را بر فرد، خانواده و جامعه تحمیل کند؛ از جمله بدکارکردی روان‌شناختی، افت عملکرد شغلی در بزرگسالی، استرس خانوادها و افزایش هزینه‌های مالی و اجتماعی (دوشی و همکاران، ۲۰۱۲)؛ از سوی دیگر، با توجه به اینکه آزمون WISC-V، نسبت به نسخه‌های پیشین آزمون وکسلر، دارای خرده‌آزمون‌های گسترده‌تری است و می‌تواند اطلاعات دقیق‌تری از توانایی شناختی کودکان ADHD در اختیار ما قرار دهد و همان‌طور که در بالا ذکر شد، وجود نقص در هریک از شاخص‌های مربوط به شاخص جانبی و مکمل باعث ضعف عملکرد شناختی کودکان در حوزه‌های مختلف می‌شود؛ که اگر به‌موقع اقدامات توانبخشی توسط متخصصان و معلمان این حوزه اندیشیده نشود، این نقایص شناختی اثرات جبران‌ناپذیری را در مسیر آموزشی و یادگیری کودک ایجاد می‌کند؛ بنابراین با اجرای آزمون WISC-V و بالاخص شاخص جانبی و مکمل، می‌توان اطلاعات دقیق‌تری از عملکرد هوشی و نقایص شناختی کودکان به‌دست آورد. از این‌رو، بررسی الگوهای شناختی کودکان مبتلا به ADHD در شاخص‌های جانبی و مکمل، اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند. دستیابی به نتایج چنین بررسی‌هایی، علاوه‌بر غنی‌سازی دانش علمی در این حوزه، می‌تواند به والدین و معلمان در طراحی مداخلات آموزشی و حمایتی هدف‌مند کمک کند. بنابراین، هدف پژوهش حاضر، مقایسه پروفایل هوشی کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی با کودکان عادی براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V است.

• روش

تحقیق حاضر از نوع علی-مقایسه‌ای بود. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان مقطع ابتدایی (۷ تا ۱۲ سال) مراجعه‌کننده به مراکز مغز و اعصاب و نوروتراپی شهر تبریز (آسایش، امپراطور و آرامش اندیشه) و همچنین دانش‌آموزان مدارس عادی این شهر (سوره، شرف و شهید باهنر ناحیه ۳) بود. پس از اخذ مجوزهای لازم، ۶۰ نفر از دانش‌آموزان مقطع ابتدایی شهر تبریز به روش نمونه‌گیری هدف‌مند انتخاب شدند. بدین صورت که ۳۰ نفر دانش‌آموز عادی و ۳۰ نفر دانش‌آموز مبتلا به اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی که در کلینیک‌های نوروتراپی و مغز و اعصاب تحت درمان و آموزش قرار داشتند، از جامعه آماری انتخاب شدند.

کودک‌انی که با تشخیص اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی وارد پژوهش شدند، پیش‌تر توسط متخصص اعصاب و روان و با استفاده از سیاهه علائم مرضی کودکان (child symptom inventory-4- CSI4) و پرسشنامه والدین کانرز ('Connors parents' questionnaire-CPQ) مورد ارزیابی و تشخیص قرار گرفته بودند. دانش‌آموزان هر دو گروه از نظر سن (۷ تا ۱۲ سال)، جنسیت (دختر و پسر)، مقطع تحصیلی (ابتدایی) و وضعیت اجتماعی-اقتصادی (قشر متوسط جامعه) هم‌تاسازی شدند.

معیارهای ورود به پژوهش شامل تشخیص اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی، دامنه سنی ۷ تا ۱۲ سال و برخورداری از هوش نرمال بود. معیارهای خروج از پژوهش شامل وجود اختلال‌های همراه، مشکلات حرکتی (که تشخیص آنها بر عهده متخصص اعصاب و روان بود) و داشتن هوشبهر مرزی بود؛ به‌گونه‌ای که پس از اجرای آزمون هوش، در صورت کسب هوشبهر کمتر از ۹۰، دانش‌آموز از پژوهش کنار گذاشته می‌شد. همچنین، ناتوانی کودک در درک دستورالعمل‌های آزمونگر یا نبود همکاری تا پایان اجرای آزمون، از دیگر معیارهای خروج محسوب می‌شد.

در ابتدای پژوهش، با مراجعه به مراکز مربوط به اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی و مدارس عادی، توضیحات لازم درخصوص شیوه اجرای آزمون، نحوه تعامل و همکاری با والدین و کودک، محرمانه‌ماندن اطلاعات و رعایت رفاه کودک در طول اجرای آزمون به والدین ارائه شد. تمامی دانش‌آموزان با رضایت آگاهانه والدین و تمایل شخصی خود وارد پژوهش شدند. سپس اجرای آزمون‌ها آغاز گردید. شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون هوش و کسلر کودکان-ویرایش پنجم (WISC-V) به صورت انفرادی و مطابق با زمان‌بندی تعیین‌شده در دفترچه راهنمای آزمون برای هر خرده‌آزمون اجرا شد. میانگین زمان اجرای آزمون برای هر کودک حدود ۱/۵ ساعت بود. جلسات اجرای آزمون برای کودکان هر دو گروه طی دو جلسه متوالی و در قالب دو نوبت ۴۵ دقیقه‌ای در دو روز انجام شد؛ به عبارت دیگر، به منظور جلوگیری از افت عملکرد ناشی از طولانی‌بودن زمان آزمون، نیمی از آزمون در روز نخست و نیم دیگر در روز بعد اجرا گردید. نمره‌گذاری آزمون بر اساس پاسخ‌های هر کودک در دفترچه نمره‌گذاری ثبت شد و سپس این نمرات از طریق نرم‌افزار تحلیل و تفسیر آزمون WISC-V مورد تحلیل قرار گرفت. درنهایت، داده‌های جمع‌آوری‌شده با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۱۹ و با بهره‌گیری از آمار توصیفی (میانگین، انحراف معیار، فراوانی و درصد) و آمار استنباطی (تحلیل واریانس چندمتغیره) تجزیه و تحلیل شدند.

• ابزارها

الف) مقیاس هوشی (Wechsler intelligence scale for children- WISC-V): مقیاس WISC-V کودکان تغییرات قابل ملاحظه‌ای نسبت به ویرایش‌های پیشین و کسلر کرده است. ویرایش پنجم مقیاس و کسلر کودکان در سال ۲۰۱۴ برای کودکان ۶ تا ۱۶ سال ساخته شده است. در این آزمون رویکرد و کسلر مبتنی بر ساختاری پنج شاخصی است که به سطوح اصلی تفسیر بالینی تبدیل شده‌اند. مقیاس WISC-V از ۲۱ خرده‌آزمون تشکیل شده است که نسبت به نسخه قبلی آن که دارای ۱۵ خرده‌آزمون بوده است، ۸ خرده‌آزمون جدید (معمای بصری، تشخیص وزن‌ها، فراختای تصویر، ترجمه فوری نماد، ترجمه تأخیری نماد، ترجمه بازشناسی نماد، سرعت سواد نام‌گذاری و مقدار سرعت نام‌گذاری) به آن اضافه شده و ۱۳ خرده‌آزمون را از WISC-IV حفظ کرده است. هریک از این خرده‌آزمون‌ها در سه بخش خرده‌آزمون‌های اصلی، جانبی و مکمل جای گرفته‌اند. در این مطالعه از شاخص جانبی و مکمل استفاده شده است که شاخص جانبی شامل؛ مهارت شناختی (فراختای ارقام، فراختای تصویر، رمزنویسی و نمادیابی)، توانایی کلی (شباهت‌ها، خزانه لغات، طرح مکعب، استدلال ماتریس و تشخیص وزن‌ها)، غیرکلامی (طرح مکعب، معمای بصری، استدلال ماتریس،

تشخیص وزن‌ها، فراخنای تصویر و رمزنویسی)، حافظه فعال شنیداری (فراخنای ارقام و توالی حرف-عدد) و استدلال کمی (تشخیص وزن‌ها و محاسبه) است. شاخص مکمل شامل: یادسپاری و یادآوری (شاخص سرعت نام‌گذاری و شاخص ترجمه نماد)، ترجمه نماد (ترجمه فوری نماد، ترجمه تأخیری نماد و ترجمه بازشناسی نماد) و سرعت نام‌گذاری (سواد سرعت نام‌گذاری و مقدار سرعت نام‌گذاری) است (وایس و همکاران، ۱۳۹۶).

برآورد ثبات درونی برای ۱۱ گروه سنی، دامنه‌ای از ۰/۹۶ تا ۰/۹۷ برای هوشبهر کلی و از ۰/۹۱ تا ۰/۹۶ برای نمرات شاخص جانبی است. ضرایب اعتبار تصحیح نشده برای هوشبهر کلی ۰/۹۱ و برای نمرات شاخص جانبی از ۰/۷۶ تا ۰/۸۹ برای توانایی کلی به دست آمد. میانگین همسانی درونی برای شاخص‌ها از ۰/۸۸ برای سرعت پردازش تا ۰/۹۳ برای استدلال سیال است. اعتبار بازآزمایی برای هوشبهر کلی ۰/۹۲ است. اعتبار بازآزمایی پنج شاخص از پایین ۰/۷۵ برای استدلال سیال تا بالای ۰/۹۴ برای درک کلامی است. همبستگی متوسط تا بالایی نیز بین هوشبهر کلی WISC-IV و WISC-V وجود دارد (گراث مارنات، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر، جهت بررسی اعتبار شاخص‌ها از آلفای کرونباخ استفاده شد و نتایج زیر به دست آمد: در شاخص‌های جانبی، اعتبار توانایی کلی ۰/۷۲، شاخص غیرکلامی ۰/۷۱، شاخص مهارت شناختی ۰/۶۹، حافظه فعال شنیداری ۰/۷۱ و اعتبار شاخص استدلال کمی هم ۰/۷۰ بود. در شاخص‌های مکمل، اعتبار شاخص سرعت نام‌گذاری ۰/۶۹، شاخص ترجمه نماد ۰/۶۸ و اعتبار شاخص یادسپاری و یادآوری هم ۰/۶۸ بود.

• یافته‌ها

در این مطالعه در مجموع ۶۰ دانش‌آموز در دامنه سنی ۷ تا ۱۲ شرکت داشتند. ۳۰ نفر دانش‌آموز عادی و ۳۰ نفر دانش‌آموز مبتلا به اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی بودند. در گروه دانش‌آموزان عادی ۱۶ نفر دختر و ۱۴ نفر پسر با میانگین سنی $1/66 \pm 9/10$ حضور داشتند و گروه دانش‌آموزان با اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی، شامل ۱۸ نفر دختر و ۱۲ نفر پسر با میانگین سنی $1/51 \pm 9/20$ بودند. میانگین و انحراف استاندارد شاخص‌های جانبی و مکمل براساس ویرایش پنجم آزمون وکسلر به تفکیک گروه‌های مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون وکسلر ویرایش پنجم به تفکیک گروه‌های مورد بررسی

ADHD گروه		گروه عادی		شاخص‌ها	متغیر
انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین		
۳/۴۸	۹۰/۶۳	۵/۶۵	۱۰۴/۶۰	شاخص توانایی کلی	شاخص‌های جانبی هوش
۶/۰۴	۹۱/۶۰	۵/۳۱	۱۰۵/۶۳	شاخص غیر کلامی	
۶/۲۷	۸۸/۳۶	۴/۵۶	۱۰۹/۸۶	شاخص مهارت شناختی	شاخص‌های مکمل هوشی
۸/۸۳	۸۶/۳۳	۷/۶۶	۹۹/۶۶	شاخص حافظه فعال شنیداری	
۶/۶۲	۹۷/۶۶	۶/۶۷	۱۱۱/۰۳	شاخص استدلال کمی	
۱۲/۵۲	۹۵/۵۶	۱۸/۲۹	۱۱۷/۹۶	شاخص سرعت نام‌گذاری	شاخص‌های مکمل هوشی
۶/۶۶	۱۰۶/۲۶	۶/۰۶	۱۲۸/۲۶	شاخص ترجمه نماد	
۱۰/۷۷	۱۰۰/۵۳	۱۲/۰۹	۱۲۹/۶۳	شاخص یادسپاری و یادآوری	

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد در تمامی شاخص‌ها میانگین نمرات کودکان عادی بالاتر از نمرات کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه-بیش‌فعالی بوده است. قبل از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری، ابتدا به بررسی مفروضات آمار پارامتریک (به‌عنوان مثال نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها و Box's M) پرداخته شد. لذا در ابتدا جهت بررسی نرمال بودن داده‌ها از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف استفاده شد؛ که با توجه به اینکه هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش در سطح $0/05$ معنادار نشد ($p > 0/05$)، پس این امر نشان دهنده توزیع نرمال داده‌ها است. از آزمون Box's M برای آزمایش همگنی ماتریس‌های کوواریانس ($F=1/566, P=0/075$) استفاده گردید؛ همچنین نتایج آزمون تحلیل واریانس چندمتغیره جهت بررسی معناداری تفاوت میانگین دو گروه در متغیرهای شاخص‌های جانبی و مکمل هوشی اجرا گردید که نتایج آن در جدول زیر ارائه شده است.

با توجه به جدول شماره ۲، نتایج آزمون‌های چهارگانه تحلیل واریانس نشان داد که بین ترکیب خطی متغیرهای وابسته (شاخص‌های جانبی و مکمل) در دو گروه دانش‌آموزان دارای اختلال بیش‌فعالی - نقص توجه و عادی حداقل در یکی از متغیرهای وابسته تفاوت معناداری وجود دارد.

نتایج آزمون لوین جهت بررسی برابری واریانس‌ها در شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V نشان داد که فرض صفر برابری واریانس متغیرهای پژوهش با توجه به اینکه نسبت F مشاهده شده تمام شاخص‌ها در سطح معناداری $P > 0/05$ معنادار نشده است، واریانس شاخص‌های جانبی و مکمل در دو گروه با هم برابر بوده و با یکدیگر تفاوت معناداری ندارند. پس از تأیید این مفروضه‌ها، تحلیل واریانس چندمتغیری انجام شد (جدول ۳).

جدول ۲. نتایج آزمون‌های چهارگانه تحلیل واریانس چند متغیری در شاخص‌های جانبی و مکمل

مقدار	F	DF1	DF2	سطح معناداری	مجذور اتا
۰/۶۳۸	۱۱/۲۵۶	۸	۵۱	۰/۰۰۱	۰/۶۳
۰/۳۶۲	۱۱/۲۵۶	۸	۵۱	۰/۰۰۱	۰/۶۳
۱/۷۶۶	۱۱/۲۵۶	۸	۵۱	۰/۰۰۱	۰/۶۳
۱/۷۶۶	۱۱/۲۵۶	۸	۵۱	۰/۰۰۱	۰/۶۳

جدول ۳. آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری جهت مقایسه شاخص‌های جانبی آزمون WISC-V

منبع تغییرات	متغیر وابسته	مجموع مجذورها	درجه آزادی	میانگین مجذورها	F	سطح معناداری	اندازه اثر
شاخص غیرکلامی	۲۹۵۴/۰۱۷	۱	۲۹۵۴/۰۱۷	۹۱/۲۲۴	۰/۰۰۱	۰/۶۱	
شاخص مهارت شناختی	۶۹۳۳/۷۵۰	۱	۶۹۳۳/۷۵۰	۲۳۰/۵۳۸	۰/۰۰۱	۰/۸۰	
شاخص توانایی کلی	۱۲۰۶/۰۱۷	۱	۱۲۰۶/۰۱۷	۵۴/۶۴۱	۰/۰۰۱	۰/۴۹	
شاخص حافظه فعال	۲۶۶۶/۶۶۷	۱	۲۶۶۶/۶۶۷	۳۹/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۴۰	
شنیداری	۲۶۸۰/۰۱۷	۱	۲۶۸۰/۰۱۷	۶۰/۵۳۹	۰/۰۰۱	۰/۵۱	
شاخص استدلال کمی							

نتایج آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری جهت مقایسه شاخص‌های جانبی آزمون WISC-V در دو گروه دانش‌آموزان با اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی و بدون اختلال در جدول ۳ درج شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد در شاخص‌های غیرکلامی ($F=91/224, P < 0/01$)، مهارت شناختی ($F=230/538, P < 0/01$)، شاخص توانایی کلی ($F=54/641, P < 0/01$)، حافظه فعال شنیداری ($F=39/005, P < 0/01$)، استدلال کمی ($P < 0/01$)، بین دو گروه ADHD و عادی تفاوت معنادار وجود دارد. برای بررسی شاخص‌های مکمل در دو گروه از تحلیل واریانس چند متغیره استفاده شد (جدول ۴).

نتایج آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری جهت مقایسه شاخص‌های مکمل آزمون WISC-V در دو گروه دانش‌آموزان با اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی و بدون اختلال در جدول ۴ درج شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین شاخص‌های سرعت نام‌گذاری ($F=30/624, P < 0/01$)، ترجمه نماد ($F=178/747, P < 0/01$) و یادسپاری و یادآوری ($F=96/830, P < 0/01$) در دو گروه کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه - بیش‌فعالی و عادی تفاوت معنادار وجود دارد. به‌طورکلی، میانگین نمرات کودکان مبتلا به نارسایی توجه - بیش‌فعالی نسبت به کودکان عادی در شاخص‌های جانبی (شاخص‌های غیرکلامی، مهارت شناختی، توانایی کلی، حافظه فعال شنیداری، استدلال کمی) و مکمل (شاخص‌های سرعت نام‌گذاری، ترجمه نماد، یادسپاری و یادآوری) کمتر از کودکان عادی است.

جدول ۴. آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری جهت مقایسه شاخص‌های مکمل آزمون WISC-V

منبع تغییرات	متغیر وابسته	مجموع مجذورها	درجه آزادی	میانگین مجذورها	F	سطح معناداری	اندازه اثر
شاخص سرعت نام‌گذاری	۷۵۲۶/۴۰۰	۱	۷۵۲۶/۴۰۰	۳۰/۶۲۴	۰/۰۰۱	۰/۳۵	
شاخص ترجمه نماد	۷۲۶۰/۰۰۰	۱	۷۲۶۰/۰۰۰	۱۷۸/۷۴۷	۰/۰۰۱	۰/۷۶	
شاخص یادسپاری و یادآوری	۱۲۷۰۲/۱۵۰	۱	۱۲۷۰۲/۱۵۰	۹۶/۸۳۰	۰/۰۰۱	۰/۶۲	

● بحث

پژوهش حاضر با هدف مقایسه پروفایل هوشی کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی با کودکان عادی، براساس شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V انجام گرفت. نتایج به وضوح نشان داد که کودکان ADHD، در تمامی شاخص‌های مورد بررسی، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به کودکان عادی داشتند. این یافته‌ها نه تنها با نتایج بسیاری از تحقیقات همسو است بلکه بینش عمیق‌تری نسبت به ریشه این تفاوت‌ها ارائه می‌دهد. ضعف عملکرد کودکان ADHD در شاخص‌های جانبی به طور مستقیم با نارسایی آنها در کارکردهای اجرایی مرتبط است (سروتی و همکاران، ۲۰۲۴).

استدلال کمی و حافظه فعال شنیداری: پژوهش حاضر نشان داد که بین عملکرد کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی و کودکان عادی در این دو شاخص تفاوت معنادار وجود دارد. عملکرد پایین در این دو شاخص با نقص در حافظه فعال تبیین می‌شود. حافظه فعال برای نگهداری و دستکاری اطلاعات به صورت موقت ضروری است. تکالیف استدلال کمی (مانند حل مسائل ریاضی) نیاز به نگهداری اعداد، قواعد و مراحل حل مسئله در ذهن دارند. نقص در حافظه فعال باعث می‌شود کودکان ADHD نتوانند این اطلاعات را به درستی در حافظه نگه داشته و به کار ببرند، در نتیجه در محاسبات دچار اشتباه می‌شوند. به همین ترتیب، در شاخص حافظه فعال شنیداری نیز، ناتوانی در نگهداری و دستکاری اطلاعات کلامی و شنیداری (مانند دنبال کردن دستورالعمل‌های چند مرحله‌ای یا یادآوری یک رشته از اعداد) به طور مستقیم به این نقص مربوط است (گایه و همکاران، ۲۰۲۴؛ السعد و همکاران، ۲۰۲۱). تحقیقات اخیر تأکید می‌کنند که این نارسایی‌ها باعث اختلال در یادگیری، به خصوص در درس ریاضی می‌شوند (گایه و همکاران، ۲۰۲۴).

شاخص غیر کلامی: در پژوهش حاضر، کاهش شاخص‌های غیر کلامی در افراد مبتلا به ADHD را می‌توان با تبیین‌های مرتبط با کارکرد اجرایی و بازداری رفتاری توضیح داد. افراد دارای ADHD به دلیل نقص در بازداری رفتاری، اغلب به صورت تکانه‌ای و بدون پردازش کافی اطلاعات، پاسخ می‌دهند که این امر موجب کاهش دقت در تکالیف غیر کلامی می‌شود (فان و وانگ، ۲۰۲۳). همچنین، این افراد در حذف محرک‌های مزاحم و تمرکز بر جزئیات بصری دچار ضعف هستند که عملکرد آنها را در وظایف غیر کلامی مختل می‌سازد (گو و همکاران، ۲۰۲۵). این ویژگی‌ها با اختلال در کارکرد اجرایی، از جمله ضعف در کنترل توجه و تنظیم پاسخ‌ها، هم‌راستا است (الگاتانی و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، نمره پایین در شاخص غیر کلامی در افراد ADHD را می‌توان نتیجه تعامل این عوامل دانست.

مهارت شناختی و توانایی کلی: در پژوهش حاضر، تفاوت معنادار مشاهده شده در شاخص‌های مهارت شناختی و توانایی کلی میان کودکان مبتلا به ADHD و کودکان عادی را می‌توان با نواقص بنیادین در حافظه فعال و سرعت پردازش تبیین کرد. این دو مؤلفه، که نقش محوری در ترکیب شاخص‌های شناختی دارند، در کودکان ADHD به طور قابل توجهی دچار اختلال اند و موجب کاهش توانایی آنها در تحلیل اطلاعات، حفظ تمرکز و حل مسائل پیچیده می‌شوند (هالسوش و همکاران، ۲۰۲۵). شواهد تصویربرداری عصبی نیز نشان می‌دهد که نواحی پیش‌پیشانی مغز، که مسئول کارکردهای اجرایی است، در این کودکان دچار کاهش فعالیت و ارتباطات عصبی می‌شود (کافلر و همکاران، ۲۰۲۴). این نواقص نورولوژیکی، توانایی کلی شناختی را تحت تأثیر قرار داده و مانع بهره‌برداری مؤثر از ظرفیت‌های ذهنی در موقعیت‌های تحلیلی و آموزشی می‌گردند (چیکوسکی و همکاران، ۲۰۲۴).

عملکرد ضعیف کودکان ADHD در شاخص‌های مکمل نیز به دلایل شناختی مشابهی تبیین می‌شود:

شاخص سرعت نام‌گذاری: در پژوهش حاضر، تفاوت معنادار در شاخص سرعت نام‌گذاری میان کودکان مبتلا به ADHD و کودکان عادی را می‌توان با نواقص در بازیابی اطلاعات دیداری و آواشناسی از حافظه بلندمدت و حلقه آوایی حافظه فعال تبیین کرد. کند شدن سرعت نام‌گذاری ممکن است ناشی از ناکافی بودن ظرفیت حلقه آوایی حافظه فعال باشد (بروکس و همکاران، ۲۰۱۱). حلقه آوایی در ذخیره کردن اطلاعات واج‌شناسی نقش دارد. کارکرد مناسب این حلقه یا سیستم در ارتباط با خواندن، بستگی به سرعت بازیابی اطلاعات واج‌شناسی از حافظه دارد. بنابراین با توجه به نقص حافظه فعال در کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی، ظرفیت حلقه آوایی در حافظه فعال این کودکان کاهش می‌یابد و در نتیجه سرعت نام‌گذاری به کندی صورت می‌گیرد. مطالعات نشان داده‌اند که کودکان ADHD در انجام وظایف نام‌گذاری سریع، مانند نام‌بردن حروف یا اعداد، زمان بیشتری صرف می‌کنند و پاسخ‌های آنها از نظر

زمانی متغیرتر و کندتر است (ریان و همکاران، ۲۰۱۷). این کندی با ضعف در پردازش دیداری- حرکتی و ناتوانی در حفظ خودکاری شناختی مرتبط است (کیبی و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین، نوسانات زمانی در مکث‌های بین محرک‌ها، نشان‌دهنده نقص در کنترل اجرایی و تنظیم پاسخ است که بر عملکرد نام‌گذاری تأثیر منفی می‌گذارد (چیکوسکی و همکاران، ۲۰۲۴).

شاخص ترجمه نماد: تفاوت عملکرد کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی و کودکان عادی در شاخص ترجمه نماد را می‌توان در چارچوب مدل پردازش موازی و فرضیه درجه‌بندی اهمیت تبیین کرد. بر اساس مدل پردازش موازی، پردازش معنای تحت‌اللفظی و استعاری به صورت هم‌زمان انجام می‌شود و درک استعاره الزاماً مستلزم عبور مرحله‌به‌مرحله از معنای تحت‌اللفظی نیست (گلاسبرگ، ۲۰۰۸). با این حال، فرضیه درجه‌بندی اهمیت بیان می‌کند که مستقل از نوع معنا، معنای برجسته‌تر زودتر فعال و پردازش می‌شود (گایرا و فین، ۱۹۹۹). در کودکان مبتلا به نارسایی توجه- بیش‌فعالی، به دلیل دامنه محدودتر دانش واژگانی و ضعف در مهار شناختی، معنای تحت‌اللفظی اغلب برجسته‌تر از معنای نمادین است؛ در نتیجه این کودکان در مهار معنای مستقیم و دست‌یابی به تفسیر استعاری با دشواری بیشتری مواجه می‌شوند. این مسئله در تکالیفی مانند ترجمه نماد که مستلزم رمزگردانی سریع محرک‌های بصری، مهار پاسخ‌های اولیه و تبدیل آن‌ها به پاسخ‌های آوایی یا حرکتی مناسب است، تشدید می‌شود. شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که کودکان ADHD به دلیل نقص در توجه پایدار و حافظه فعال، در چنین تکالیفی دچار کندی پردازش و افزایش خطا می‌شوند (کیبی و همکاران، ۲۰۱۴).

شاخص یادسپاری و یادآوری: در پژوهش حاضر، تفاوت معنادار در شاخص یادسپاری و یادآوری میان کودکان مبتلا به ADHD و کودکان عادی را می‌توان با نارسایی در توجه پایدار، حافظه فعال و پردازش اولیه اطلاعات تبیین کرد. یادسپاری مؤثر نیازمند تمرکز مستمر و رمزگردانی دقیق محرک‌های ورودی است، اما کودکان ADHD به دلیل نوسانات توجه و ضعف در انتخاب محرک‌های مرتبط، بخش قابل توجهی از اطلاعات را در مرحله رمزگردانی از دست می‌دهند (کافلر و همکاران، ۲۰۲۴). بنابراین چون نمی‌توانند اطلاعات را خوب رمزگردانی کنند، در نتیجه در به یادسپاری مطالب هم دچار مشکل می‌شوند که این امر هم باعث می‌شود که کودکان نتوانند مطالب را خوب به یاد آورند. این اختلال در مرحله اولیه پردازش موجب کاهش ذخیره‌سازی اطلاعات در حافظه و دشواری در بازیابی هدفمند آنها می‌شود. مطالعات اخیر نیز نشان داده‌اند که عملکرد ضعیف در تکالیف یادآوری در این کودکان با کاهش فعالیت در شبکه‌های عصبی پیش‌پیشانی و اجرایی مغز مرتبط است (چیکوسکی و همکاران، ۲۰۲۴).

• نتیجه‌گیری

یافته‌های این مطالعه نشان داد که کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه- بیش‌فعالی در تمامی شاخص‌های جانبی و مکمل آزمون WISC-V، در مقایسه با کودکان عادی، عملکرد ضعیف‌تری دارند. این نتایج همسو با پژوهش‌های پیشین تأیید می‌کند که نیمرخ هوشی کودکان ADHD، به ویژه در حوزه‌هایی مانند کارکردهای اجرایی، حافظه فعال، سرعت پردازش و استدلال، الگوی متمایزی را نشان می‌دهد. بهره‌گیری از آزمون WISC-V به دلیل جامعیت بیشتر و برخورداری از خرده‌مقیاس‌های متنوع‌تر نسبت به نسخه‌های پیشین، امکان ارزیابی دقیق‌تر ابعاد مختلف عملکرد شناختی این کودکان را فراهم می‌سازد.

با این حال، پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی همراه بود. محدود بودن نمونه به دانش‌آموزان مقطع ابتدایی مبتلا به ADHD، تعمیم نتایج به سایر مقاطع تحصیلی و سایر اختلال‌های دوران کودکی را با احتیاط همراه می‌سازد. همچنین انجام پژوهش در شهر تبریز و در یک بافت اجتماعی- اقتصادی و فرهنگی خاص، دامنه تعمیم‌پذیری یافته‌ها را محدود می‌کند. از این رو، پیشنهاد می‌شود مطالعات مشابه در سایر شهرها، مقاطع تحصیلی و گروه‌های بالینی انجام شود. علاوه بر این، انجام پژوهش‌های طولی به منظور بررسی تغییرات نیمرخ هوشی کودکان ADHD در طول زمان و پس از دریافت مداخلات درمانی و توانبخشی می‌تواند به درک دقیق‌تری از اثربخشی این مداخلات منجر شود.

از منظر کاربردی، با توجه به ضعف معنادار کودکان ADHD در شاخص‌های جانبی و مکمل، توصیه می‌شود مداخلات شناختی مبتنی بر تقویت حافظه فعال، سرعت پردازش و کارکردهای اجرایی در مراکز درمانی و آموزشی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین انتقال نتایج ارزیابی‌ها به مدارس و معلمان می‌تواند به طراحی برنامه‌های آموزشی و توانبخشی متناسب با نیازهای شناختی این دانش‌آموزان کمک کند.

• تضاد منافع

نویسندگان این پژوهش اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافع مالی، علمی، سازمانی یا شخصی در ارتباط با انجام، تحلیل، نگارش و انتشار نتایج این مطالعه وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

بدین وسیله از مدیریت محترم مدارس سوره، شرف و شهید باهنر ناحیه ۳ تبریز، و همچنین از مسئولان محترم مراکز مغز و اعصاب و نوروتراپی آسایش، امپراطور و آرامش اندیشه که با همکاری ارزشمند خود در فرایند گردآوری داده‌های این پژوهش نقش بسزایی ایفا کردند، صمیمانه قدردانی می‌شود. همراهی و حمایت‌های این عزیزان زمینه اجرای دقیق، منسجم و اثربخش مراحل این تحقیق را فراهم ساخت.

• منابع

- گراث مارنات، گ. (۱۳۹۶). راهنمای کاربردی و تفسیر بالینی مقیاس‌های هوشی و کسلر با نگاهی جامع به آزمون و کسلر کودکان WISC-V. ترجمه ابوالفضل کرمی و رعنا کرمی. چاپ اول، ناشر، روان‌سنجی. شابک: ۹۷۸۹۶۴۴۷۸۵۵۳۳۴
- وایس، ل؛ ساکلوفسکی، د؛ هولدنک، ج و پریفیترا، او. (۱۳۹۶). سنجش و تفسیر بالینی و کسلر ۵ کودکان: ساختار و مداخله. ترجمه، علی علیپور. چاپ دوم. ناشر، روان‌سنجی. شابک: ۹۷۸۹۶۴۴۷۸۵۵۳۴۱
- Alqahtani, A., Alfarraj, O., & Alotaibi, M. (2019). Investigating executive function deficits in children with ADHD through interactive visual tasks. In *Human-Computer Interaction – INTERACT 2019*. (pp. 35–49). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-23563-5_3
- Al-Saad, M. S. H., Al-Jabri, B., & Almarzouki, A. F. (2021). A Review of Working Memory Training in the Management of Attention Deficit Hyperactivity Disorder. *Frontiers in behavioral neuroscience*, 15, 686873. <https://doi.org/10.3389/fnbeh.2021.686873>
- Ayano, G., Demelash, S., Gizachew, Y., Tsegay, L., & Alati, R. (2023). The global prevalence of attention deficit hyperactivity disorder in children and adolescents: An umbrella review of meta-analyses. *Journal of Affective Disorders*, 339, 860–866. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.07.071>
- Becker, D., et al. (2024). Measurement invariance of the WISC-V across a clinical sample of children and adolescents with ADHD and a matched control group. *Journal of Intelligence*, 12(1), 6. <https://doi.org/10.3390/jintelligence12010006>
- Becker, A., Daseking, M., & Kerner auch Koerner, J. (2021). Cognitive Profiles in the WISC-V of Children with ADHD and Specific Learning Disorders. *Sustainability*, 13(17), 9948. <https://doi.org/10.3390/su13179948>
- Brooks, A. D., Berninger, V. W., Abbott, R. D. (2011). Letter naming and letter writing reversals in children with dyslexia: Momentary inefficiency in the phonological and orthographic loops of working memory. *Developmental Neuropsychology*, 36(7), 847-868. <https://doi.org/10.1080/87565641.2011.606401>
- Ceruti, C., Mingozzi, A., Scionti, N., & Marzocchi, G. M. (2024). Comparing Executive Functions in Children and Adolescents with Autism and ADHD - A Systematic Review and Meta-Analysis. *Children*, 11(4), 473. <https://doi.org/10.3390/children11040473>
- Cichocki, A., Kirsch, A., & Nicholson, L. (2024). Impact of working memory and processing speed on executive function performances in youth with ADHD and learning disorder. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 39(7), 973. <https://doi.org/10.1093/arclin/aca067.052>
- Crocker, S., Nasser, E., & Milligan, R. (2024). Clinical utility of administering the WISC-V as standard practice in paediatric attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) assessments in a public hospital and health system: a rapid review to inform clinical practice. *Educational and Developmental Psychologist*, 42(1), 62–71. <https://doi.org/10.1080/20590776.2024.2412336>
- Doshi, J. A., Hodgkins, P., Kahle, J., Sikirica, V., Cangelosi, M. J., Setyawan, J., Erder, M. H., & Neumann, P. J. (2012). Economic impact of childhood and adult attention-deficit/hyperactivity disorder in the United States. *Journal of Attention Disorders*, 16(8), 632–640. <https://doi.org/10.1177/1087054711416933>
- Fan, Y., & Wang, M. (2023). The relationship between inhibition deficit and ADHD symptoms in children: A bidirectional perspective. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03233-5>
- Gaye, F., Groves, N. B., Chan, E. S. M., Cole, A. M., Jaisle, E. M., Soto, E. F., & Kofler, M. J. (2024). Working memory and math skills in children with and without ADHD. *Neuropsychology*, 38(1), 1–16. <https://doi.org/10.1037/neu0000920>

- Giora, R., & Fein, O. (1999). On understanding familiar and less familiar figurative language. *Journal of Pragmatics*, 31(12), 1601-1618. [https://doi.org/10.1016/S0378-2166\(99\)00006-5](https://doi.org/10.1016/S0378-2166(99)00006-5)
- lucksberg, S. (2008). How metaphors create categories- quickly. In R. W. Gibbs (Ed). *The Cambridge handbook of metaphor and thought*. Chapter 4, 67-83. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511816802.006>
- Guo, Y., Zhang, Y., & Liu, X. (2025). Visual search of emotional faces in children with ADHD: Evidence from eye-tracking. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-025-08467-7>
- Hulsbosch, A.K., Van der Oord, S., & Tripp, G. (2025). Academic achievement in children with ADHD: The role of processing speed and working memory. *Research on Child and Adolescent Psychopathology*. <https://doi.org/10.1007/s10802-025-01346-6>
- Kaufman, A.S., & Kaufman, N.L. (2004). *Kaufman Assessment Battery for Children Second Edition*. Circle Pines, MN: American Guidance Service.
- Kofler, M. J., Groves, N. B., Chan, E. S. M., Marsh, C. L., Cole, A. M., Gaye, F., Cibrian, E., Tatsuki, M. O., & Singh, L. J. (2024). Working memory and inhibitory control deficits in children with ADHD: An experimental evaluation of competing model predictions. *Frontiers in Psychiatry*, 15. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2024.1277583>
- Kibby, M. Y., Lee, S. E., & Dyer, S. M. (2014). Reading performance is predicted by more than phonological processing. *Frontiers in Psychology*, 5, Article 960. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00960>
- Pievsky, M. A., & McGrath, R. E. (2018). The neurocognitive profile of attention-deficit/ hyperactivity disorder: A review of meta-analyses. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 33(2), 143-157. <https://doi.org/10.1093/arclin/acx055>
- Rincón CF, Bernal MoralesL, Tello Sandoval S. Executive functioning in adults with attention deficit hyperactivity disorder: A systematic review. *Acta Neurol Colomb*. 2024;40(3): e1208. <https://doi.org/10.22379/anc.v40i3.1208>
- Ryan, M., Jacobson, L. A., Hague, C., Bellows, A., Denckla, M. B., Mahone, E. M. (2017). Rapid automatized naming (RAN) in children with ADHD: An ex- Gaussian analysis. *Child Neuropsychol. A Journal on Normal and Abnormal Development in Childhood and Adolescence*, 23(5), 571-587.
- Tsantilas, D., Ilie, A., Waldon, J., McGonnell, M., & Corkum, P. (2022). The Contributions of Cognitive Abilities to the Relationship between ADHD Symptoms and Academic Achievement. *Brain Sciences*, 12(8), 1075. <https://doi.org/10.3390/brainsci12081075>
- Wilson, Alexander. (2023). Cognitive Profile in Autism and ADHD: A Meta-Analysis of Performance on the WAIS-IV and WISC-V. *Archives of Clinical Neuropsychology*. 39. <https://doi.org/10.1093/arclin/acad073>
- Wolraich, M. L., Hagan, J. F., Allan, C., Chan, E., Davison, D., Earls, M., ... & Zurhellen, W. (2019). Clinical practice guideline for the diagnosis, evaluation, and treatment of attention-deficit/hyperactivity disorder in children and adolescents. *Pediatrics*, 144 (4). <https://doi.org/10.1542/peds.2019-2528>

طراحی و اعتباریابی پرسشنامه وسواسی- اجباری Design and Validation of the Obsessive-Compulsive Questionnaire

Mohammad Farhoush, PhD

Mahmoud Najafi, PhD✉

محمد فرحوش^۱

محمود نجفی^۲

Abstract

The aim of the present study was to design a native questionnaire to measure the severity and dimensions of OCD. The method of this study was mixed (qualitative and quantitative). First, texts related to OCD were collected, analyzed, and indicators were extracted. Then, based on the indicators, the items were designed and approved by 12 experts in terms of content validity. Then, the approved items were administered and validated along with the Maudsley questionnaire in 223 people. To assess test-retest reliability, 47 participants completed the questionnaire again 30 days later. The results of exploratory factor analysis showed that the three factors of obsession, compulsive acts, and religious obsession explained a total of 77% of the variance of the questionnaire. The reliability and internal consistency of the questionnaire based on Cronbach's alpha coefficient was 0.84, and based on the split-half method and the Spearman and Gottman coefficient was 0.89, and the convergent validity based on correlation with Maudsley questionnaire was 0.66, and the reliability based on the test-retest method was 0.78. Based on results, the Inventory is suitable for measuring the severity and areas of OCD. **Keywords:** Obsessive-Compulsive Disorder, Questionnaire, Obsessive Thoughts, Compulsive Behaviors, Religious Obsession.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، طراحی پرسشنامه بومی برای سنجش شدت و ابعاد وسواسی- اجباری بود. روش این پژوهش آمیخته (کیفی و کمی) بود. ابتدا متون مرتبط با وسواسی- اجباری جمع‌آوری، تحلیل و شاخصه‌های وسواسی- اجباری استخراج شدند. سپس براساس شاخصه‌ها، ماده‌ها طراحی و به لحاظ روایی محتوایی به تأیید ۱۲ کارشناس رسید، سپس ماده‌های تأیید شده به همراه سیاهه مادزلی در ۲۲۳ نفر اجرا و اعتباریابی شد. جهت ارزیابی اعتبار به روش بازآزمایی، ۴۷ نفر از شرکت‌کنندگان، ۳۰ روز بعد، دوباره پرسشنامه را تکمیل کردند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که ۳ عامل وسواس فکری، اعمال جبری و وسواس مذهبی در مجموع ۷۷ درصد از واریانس پرسشنامه را تبیین می‌کند. اعتبار و همسانی درونی پرسشنامه براساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ و براساس روش دو نیمه‌کردن و ضریب اسپیرمن و گاتمن ۰/۸۹ و روایی همگرا براساس همبستگی این پرسشنامه با پرسشنامه مادزلی ۰/۶۶ و اعتبار براساس روش بازآزمایی ۰/۷۸ بود. براساس نتایج پرسشنامه وسواسی- اجباری برای سنجش شدت وسواس و حیطه‌های آن، مناسب است.

واژه‌های کلیدی: علائم وسواسی- اجباری، پرسشنامه، وسواس فکری، رفتار جبری و وسواس مذهبی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۳/۲۵ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۸/۲۵

۱. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

اختلال وسواسی- اجباری (obsessive compulsive disorder- OCD) یکی از مشکلات جدی برای سلامت روانی است که آسیب‌های طولانی مدت برای افراد ایجاد می‌کند و با تحت تأثیر قراردادن حوزه‌های مختلف زندگی، هزینه‌های هنگفتی را به جامعه تحمیل می‌کند (چانگ و همکاران، ۲۰۲۴)، از این‌رو سازمان بهداشت جهانی، این اختلال را دهمین وضعیت ناتوان‌کننده پزشکی معرفی کرده است (کرمی و همکاران، ۱۴۰۱). اختلال وسواسی- اجباری یکی از مقاوم‌ترین اختلال‌های روان‌شناختی است که در پنجمین راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی، از دیگر اختلال‌های اضطرابی جدا شد و به همراه اختلال‌های مربوطه، یک طبقه مستقل از اختلال‌ها را در این راهنما تشکیل دادند (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۱۳).

اختلال وسواسی- اجباری به‌طور سنتی به دو دسته کلی وسواس فکری و رفتار جبری تقسیم می‌شود. وسواس فکری شامل عقاید، افکار، تکانه‌ها یا تصایر ذهنی پایداری هستند که مزاحم و نامناسب هستند و به اضطراب یا پریشانی آشکار منجر می‌شوند مانند وسواس آلودگی و وسواس نجاست و طهارت، نگرانی درباره اذیت‌دادن کنترل خود، نگرانی درباره آسیب‌زدن به دیگران، وسواس تقارن و وسواس جنسی (چانگ و همکاران، ۲۰۲۴). رفتارهای جبری رفتارهای آشکار و پنهانی هستند که فرد برای خنثی کردن افکار وسواسی و کاهش اضطراب خود انجام می‌دهد. انجام رفتارهای جبری زمان‌بر هستند و موجب اختلال در انجام فعالیت‌های مهم و یا روزانه فرد می‌شوند. رفتارهای جبری نیز انواعی دارد. رفتارهای جبری آشکار مانند شستشو، چک کردن، تقارن، تکرار و رفتارهای جبری پنهان مانند شمردن (سادوک و همکاران، ۲۰۱۵).

اختلال وسواسی- اجباری پیچیدگی‌هایی دارد و در بافت‌های مختلف آشکار می‌شود. از این‌رو سالها است که پژوهشگران و روان‌شناسان برای تعیین مهم‌ترین انواع وسواس تلاش می‌کنند؛ به‌عنوان نمونه لوئیس (۱۹۳۶) مبتلابان را به شستشوکنندگان و واریسی‌کنندگان تقسیم کرد. راسموسن و ایسن (۱۹۸۹) نشانه‌های اختلال را در سه گروه جای دادند: الف) ارزیابی خطر غیرعادی، ب) شک بیمارگون، ج) ناکامل بودن. هاجسون و راجمن (۱۹۷۷)، اولین کسانی بودند که برای شناسایی زیرگروه‌های وسواس ابزاری طراحی کردند و به سه عامل اصلی دست یافتند: شستشو، واریسی، شک و وظیفه‌شناسی.

سادوک و همکاران (۲۰۱۵) بر چهار الگوی عمده آلودگی، تردید افراطی، افکار مزاحم، و تقارن تأکید دارند. ۱) وسواس آلودگی، اجبار شستشو را به دنبال دارد، ۲) تردید افراطی موجب شک و تردید در تصمیم‌گیری‌های روزمره و اجبار واریسی می‌شود. ۳) افکار مزاحم و تکراری با محتوای جنسی یا پرخاشگرانه هستند. ۴) وسواس تقارن موجب دقت افراطی و کندی در انجام کارها می‌شود. دلیر (۱۳۹۸) در پژوهشی نشان داد که شایع‌ترین زیرگروه‌های وسواس عبارتند از وسواس‌های پرخاشگرانه، آلودگی و مذهبی، همچنین اجبارهای آداب پرتکرار، پاک‌گردانی، شستشو و واریسی کردن بیشترین فراوانی را در میان اجبارها دارد.

قاسم‌زاده و همکاران (۲۰۰۲)، در پژوهشی نشان دادند که در مبتلابان ایرانی، شک و تردید، شایع‌ترین وسواس، و پاک‌گردانی و شستشو شایع‌ترین اجبار بود. با وجود اینکه اختلال وسواسی- اجباری در سرتاسر دنیا مشاهده شده است و شباهت‌های اساسی در توزیع جنسیتی، سن شروع و هم‌ابتلائی در تمام فرهنگ‌ها دیده می‌شود، تفاوت‌های فرهنگی در تظاهر نشانه‌ها وجود دارد و این شواهد نشان می‌دهد که فرهنگ در نوع وسواس‌ها و اجبارها نقش دارد. برخی وسواس‌ها و اجبارها محتوای مذهبی دارند تا جایی که برای ارزیابی وسواس مذهبی برخی پرسشنامه‌ها مانند پرسشنامه پن طراحی شده است (میلر و همکاران، ۲۰۲۴).

رویکردهای متعددی برای درمان وسواس ابداع شده‌اند. روان‌شناسان شناختی معتقدند که افراد وسواسی باورهایی دارند که موجب بیش‌برآورد تهدید درباره افکار مزاحم شده و فرد را دچار اضطراب می‌کند. باورهایی همچون: اهمیت بیش‌از حد قائل شدن به افکار، اشتغال ذهنی زیاد نسبت به کنترل افکار و نبود تحمل بلا تکلیفی (برآگدن و همکاران، ۲۰۲۴). علاوه‌بر درمان شناختی، درمان‌های مواجهه و بازداری از پاسخ، پذیرش و تعهد، ذهن‌آگاهی، فراشناخت برای درمان وسواس ابداع شده‌اند. این درمان‌ها علاوه‌بر تبیین نظری به‌دنبال بررسی اثربخشی بالینی هستند. برای ارزیابی اثربخشی بالینی به مقیاس‌های دقیق و کارآمد نیاز دارند. به‌عبارت دیگر درمان اختلال وسواس فارغ از هر نوع روش درمانی، نیازمند تشخیص دقیق شدت و ابعاد آن است. از این‌رو تاکنون برای سنجش اختلال وسواسی- اجباری، مقیاس‌هایی طراحی شده است.

هاجسون و راجمن در سال ۱۹۷۷ به منظور ارزیابی نوع و حیطه مشکلات و سواسی - اجباری مقیاس مادزلی را طراحی کردند. اما در ارزیابی این مقیاس، کاستی‌هایی مشاهده می‌شود. برخی ماده‌های آن امروزه کاربرد ندارد و در نتیجه قدرت تشخیص مقیاس را کاهش می‌دهد مانند «من به دلیل احتمال آلود شدن، از تلفن عمومی استفاده نمی‌کنم»، «من نامه‌ها را قبل از پست کردن چندبار مرور یا بازبینی نمی‌کنم». برخی از ماده‌های آن در مراجعان مذهبی کاربرد ندارد و واریانس ایجاد نمی‌کند مانند «من در مقایسه با بیشتر مردم، به درستکاری بیشتر بها می‌دهم». در بسیاری از ماده‌ها افعال منفی به کار رفته است که به لحاظ اصول روان‌سنجی درست نیست و در برخی مراجعان به‌ویژه آنهایی که سطح هوش و یا تحصیلات پایین‌تری دارند، موجب اشتباه در پاسخگویی می‌شود. مانند «من درباره میکروب‌ها و بیماری‌ها نگرانی بیهوده ندارم»، «من معمولاً چیزها را بیش از یک‌بار بازبینی نمی‌کنم»، «در انجام کارهای معمولی زیاد دقیق و سخت‌گیر نیستم». البته بایستی در پرسشنامه ماده‌های وارونه باشد تا تمایل به توافق را در پاسخ‌دهندگان کنترل کند، اما ماده وارونه، بدون فعل و قید منفی طراحی شود. این مقیاس بر و سواس عملی به‌ویژه و سواس شستشو و و سواس واریسی کردن بیشتر تأکید دارد و به و سواس فکری و و سواس مذهبی توجه کافی ندارد (تیلور، ۱۹۹۵). این ابزار بیشتر کاربرد پژوهشی دارد و شدت و سواس در مراحل پیشرفت درمان را به‌خوبی ارزیابی نمی‌کند (ایزدی و همکاران، ۱۳۹۰). استفاده از طیف دو گزینه‌ای (صحیح و غلط)، توانایی این پرسشنامه در سنجش شدت و سواس را کاهش داده است (ایزدی و همکاران، ۱۳۹۱). بین نشانه‌های و سواس و شدت و سواس تفکیک نشده است (استکتی، ۱۹۹۱). با توجه به کاستی‌های پرسشنامه مادزلی، ساناوو (۱۹۸۸) سیاه پادوآ را ابداع کرد، که پرسشنامه‌ای ۶۰ ماده‌ای در طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای بود. اما این پرسشنامه با پرسشنامه نگرانی و اضطراب همبستگی بالایی داشت و روایی و اگرایی آن پایین بود، در نتیجه برنز و همکاران (۱۹۹۶) با حذف سؤالات مرتبط با نگرانی و تحلیل عاملی، فرم تجدیدنظرشده آن را با ۵ مؤلفه و ۳۹ ماده ارائه کردند. مؤلفه‌ها عبارتند از: افکار و سواسی آسیب به خود یا دیگران، تکانه‌های و سواسی آسیب به خود یا دیگران، و سواس‌های آلودگی و اجبارهای شست و شو، اجبارهای واریسی، رفتارهای جبری نحوه لباس پوشیدن و آراستگی. پژوهش‌هایی روایی و اعتبار مناسبی برای آن گزارش کردند (اینوزو و همکاران، ۲۰۲۱، کشاورزافشار و همکاران، ۱۳۹۸). گیتی شمس و همکاران (۱۳۸۹) در تحلیل عاملی این مقیاس در نمونه ایرانی به ۸ عامل دست یافتند که عبارتند از: و سواس‌های آلودگی، اجبارهای شست و شو، اجبارهای نظم و ترتیب، اجبارهای واریسی، افکار و سواسی، افکار و سواسی آسیب به خود و دیگران، خشونت و پرخاشگری، تکانه‌های آسیب به خود و دیگران، تکانه‌های و سواس دزدی. در ارزیابی این پرسشنامه می‌توان گفت شدت و سواس مذهبی را اندازه‌گیری نمی‌کند. این مقیاس متناسب با بافت بومی مسلمانان طراحی نشده است (گودرزی و همکاران، ۲۰۰۵).

گودمن و همکاران (۱۹۸۹) در جهت ارزیابی شدت و سواس در فرآیند درمان، پرسشنامه ییل براون را ساختند. این مقیاس شامل ۱۰ ماده است که ۵ ماده آن به سنجش شدت و سواس‌ها و ۵ ماده دیگر به ارزیابی شدت اجبارها اختصاص دارد و پاسخ‌ها براساس مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شوند. در پژوهش‌های متعددی روایی و اعتبار آن مناسب گزارش شده است (گودمن و همکاران، ۱۹۸۹). در ارزیابی این پرسشنامه می‌توان گفت این مقیاس به ابعاد مذهبی و سواس توجه کافی ندارد و شدت و سواس مذهبی را ارزیابی نمی‌کند. فوآ و همکاران (۲۰۰۲) پرسشنامه‌ای را برای ارزیابی شدت و سواسی - اجباری در جمعیت بالینی و غیربالینی طراحی شده است. این ابزار دارای ۶ زیرمقیاس شستشو، و سواس فکری، انباشت، نظم، واریسی، و ختنی‌سازی و ۱۸ ماده در طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای است. همسانی درونی زیرمقیاس‌ها بین ۰/۳۴ تا ۰/۹۳ و همبستگی بین آنها ۰/۳۱ تا ۰/۵۷ گزارش شده است (فوآ و همکاران، ۲۰۰۲). این مقیاس نیز و سواس مذهبی را ارزیابی نمی‌کند.

توردارسون و همکاران (۲۰۰۴) با بازنگری در پرسشنامه مادزلی، پرسشنامه و نکور را طراحی کردند. این پرسشنامه دارای ۵۵ ماده بود. خرده مقیاس‌های پرسشنامه عبارتند از آلودگی، واریسی، افکار و سواسی، احتکار، کمال‌گرایی، دقت، تردید. همسانی خرده مقیاس‌ها ۰/۷۶ تا ۰/۸۷ بود.

آبراموویتز و همکاران (۲۰۰۲) پرسشنامه و سواس مذهبی پن (PIOS)، برای سنجش و سواس مذهبی و اخلاقی طراحی کردند و دارای دو مؤلفه «ترس از گناه» و «ترس از خدا» است. این پرسشنامه ۱۹ ماده با طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای دارد که از صفر تا چهار نمره‌گذاری می‌شود. همسانی درونی آن براساس آلفای کرونباخ ۰/۹۲ بود. همبستگی بین این آزمون و آزمون و سواسی - اجباری مادزلی

۰/۳۶ بود (یوسفوا و لاونتال، ۱۹۹۹). اما این پرسشنامه تنها به برخی ابعاد وسواس فکری مذهبی توجه دارد و به رفتارهای جبری مذهبی توجه کافی نداشته است.

ارزیابی مقیاس‌های موجود در شناسایی علائم وسواسی - اجباری نشان می‌دهد که این مقیاس‌ها کاستی‌هایی دارند. به‌عنوان مثال ابعاد وسواس فکری، رفتار جبری و وسواس مذهبی را به‌طور هم‌زمان و جداگانه ارزیابی نمی‌کنند. شدت وسواس در هر حیطه را با دقت کافی اندازه‌گیری نمی‌کنند، بومی فرهنگ ایرانی - اسلامی نیستند، تنها کاربرد پژوهشی یا بالینی دارند. از این‌رو هدف پژوهش حاضر طراحی پرسشنامه‌ای کارآمد و بومی است که به‌خوبی شدت و ابعاد وسواسی - اجباری را ارزیابی کند و کاربرد پژوهشی و بالینی داشته باشد و به‌ویژه در ارزیابی پیشرفت درمان کارآمد باشد و شدت هر یک از ابعاد وسواس را جداگانه و با دقت بالا ارزیابی کند.

• روش

روش پژوهش حاضر آمیخته (کیفی و کمی) بود. ابتدا متون مرتبط با وسواسی - اجباری جمع‌آوری شدند. جامعه آماری این پژوهش در بخش کیفی، شامل مقالات مرتبط با علائم وسواسی - اجباری در زبان فارسی و انگلیسی بود. روش نمونه‌گیری هدف‌مند بود و با کلیدواژه وسواس، مقالات مرتبط جستجو شد. در جهت افزایش اعتبار نتایج، تنها تحقیقاتی انتخاب شدند که در پایگاه داده‌های جهاد دانشگاهی، نورمگز، پرتال جامع علوم انسانی و در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۳ نمایه شده بودند. این پژوهش‌ها جمع‌آوری و نشانگان وسواس با روش تحلیل محتوای کیفی استقرائی استخراج شدند. پس از تحلیل ۲۳ مقاله، با توجه به اشباع نظری، فرآیند جمع‌آوری تحلیل مقالات متوقف شد. نشانگان جمع‌آوری شدند. سپس ماده‌های پرسشنامه طراحی و برای ارزیابی روایی محتوایی به ۱۲ کارشناس ارائه شدند. کارشناسان تحصیلات دکتری روان‌شناسی داشتند و بیش از ۵ سال سابقه مشاوره در زمینه اختلال وسواسی - اجباری داشتند. ماده‌های تأییدشده به همراه پرسشنامه وسواس مادزلی در ۲۲۳ نفر از مراجعین مراکز مشاوره در تهران، قم و مشهد اجرا و داده‌ها جمع‌آوری و تحلیل شد. برای ارزیابی اعتبار پرسشنامه به روش بازآزمایی پرسشنامه را ۴۷ نفر از شرکت‌کنندگان پس از ۳۰ روز دوباره تکمیل کردند.

ماده‌ها بیش از مقدار مورد نیاز طراحی شد، تا با توجه به ویژگی‌های روان‌سنجی آنها، ماده‌های مناسب‌تر انتخاب شود. برای بخش اصلی (سنجش شدت وسواس) ۳۰ ماده و برای بخش تکمیلی (سنجش حیطه‌های وسواس) نیز ۳۰ ماده طراحی شد، در طراحی ماده‌ها نکاتی لحاظ شد که عبارتند از: شفاف و آسان فهم‌بودن (پیچیده نبودن)، اجتناب از ماده‌های مرکب (هرماده تنها یک نکته را بسنجد)، اجتناب از سؤال‌های جهت‌دار (سؤالی که آزمودنی را به پاسخ خاصی تشویق می‌کند)، اجتناب از قیدهایی همچون گاهی، همیشه و ... در ماده‌ها، تأکید بر جملات کوتاه. ماده‌ها در طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای خیلی مخالفم (۰)، مخالفم (۱)، تاحدودی (۲)، موافقم (۳)، خیلی موافقم (۴) طراحی شد.

در تحلیل داده‌ها از ضریب تشخیص و ضریب دشواری استفاده شد. ضریب دشواری درصد کل آزمون‌شوندگانی است که به یک سؤال جواب موافقم یا خیلی موافقم دادند. ضریب تشخیص توانایی سؤال در تفکیک بین افراد قوی و ضعیف است (آلن و ین، ۲۰۰۲). به‌منظور سنجش همسانی درونی و اعتبار از ضریب آلفای کرونباخ و روش دو نیمه‌کردن استفاده شد. ارزیابی روایی سازه، از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و آزمون همبستگی پیرسون انجام شد. برای ارزیابی روایی همگرا، پرسشنامه مادزلی به‌طور هم‌زمان اجرا شد. در تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SPSS24 استفاده شد.

• ابزارها

الف) سیاهه وسواسی - اجباری مادزلی (Maudsley obsessive compulsive inventory-MOCI): سیاهه مادزلی توسط هاجسون و راجمن در سال ۱۹۷۷ به‌منظور ارزیابی نوع و حیطه مشکلات وسواسی - اجباری طراحی شد (هاجسون و راجمن، ۱۹۷۷). این سیاهه شامل ۳۰ ماده است که به‌صورت «بله» و «خیر» پاسخ داده می‌شود. این سیاهه، دارای چهار مؤلفه عمده واری و بازبینی، تمیزی و شستشو، کندی و تکرار، تردید و وظیفه‌شناسی است. در پژوهش‌هایی روایی و اعتبار مناسبی برای این مقیاس گزارش شده است (هاجسون و راجمن، ۱۹۷۷، قاسم‌زاده و همکاران، ۲۰۰۲). استرنبرگر و برنز (۱۹۹۰) ضریب اعتبار با روش بازآزمایی را ۰/۸۹ و

ضریب آلفای کرونباخ برای نمره کل را ۰/۷۸ گزارش کردند. در ایران دادفر و همکاران (۱۳۸۰) ضریب اعتبار کل آزمون را ۰/۸۴ و روایی همگرایی آن را با مقیاس ییل براون ۰/۸۷ به دست آوردند. در این پژوهش ملاحظات اخلاقی رعایت شد. بدین منظور به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات شخصی آنان محرمانه باقی خواهد ماند و داده‌ها در یک تحلیل گروهی بررسی خواهد شد. علاوه بر این شرکت در این پژوهش اختیاری بود و شرکت‌کنندگان می‌توانستند هرگاه که بخواهند از ادامه شرکت در پژوهش خودداری کنند اطلاعات شرکت‌کنندگان تنها در راستای اهداف این پژوهش استفاده شد.

• یافته‌ها

یافته‌ها در بخش کیفی نشان داد حیطه‌های وسواس عبارتند از افکار پرخاشگرانه، افکار جنسی، افکار توهین به مقدسات، کنترل تکانه، احساس چندش، شک و تردید در مقدسات، شک و تردید در کارهای روزمره، دستشویی رفتن و طهارت، نماز، احتکار، آلودگی، خون، حق الناس، اسراف، حمام رفتن، نظم و ترتیب، تصمیم‌گیری، شمردن، غسل، نظم اطرافیان، آسیب و خطر، پوستکنی و موکنی، نجاست، کامل و صحیح بودن، بیماری، تفکر جادویی، آداب تطهیر کردن، مناسک عبادی، زیبایی و تناسب اندام، شیطانی بودن وسواس. در ادامه ماده‌های طراحی شده به لحاظ روایی محتوایی توسط کارشناسان ارزیابی و برخی ماده‌ها حذف یا اصلاح شد. در نهایت ماده‌هایی تأیید شده، در تمامی موارد ضریب نسبی روایی محتوا (CVI) بیش از ۰/۸۵ و شاخص روایی محتوا (CVR) بیش از ۰/۸ را دارا بودند. در بخش کمی، پرسشنامه طراحی شده اجرا و اعتباریابی شد. شرکت‌کنندگان ۱۴۳ زن و ۸۰ مرد بودند. میانگین سن شرکت‌کنندگان ۲۸ با انحراف معیار ۴/۳ بود. ۴۵ درصد شرکت‌کنندگان دیپلم و پایین‌تر، ۳۰ درصد کارشناسی، ۱۸ درصد کارشناسی ارشد و ۷ درصد با تحصیلات دکتری بودند. براساس آزمون کفایت نمونه‌برداری ($KMO=0/868$ ، کرویت بارتلت $X^2=6385/04$ و $P<0/001$)، حجم نمونه برای تحلیل عاملی کافی بود و داده‌ها قابل تقلیل به تعدادی عامل زیربنایی و بنیادی بود. از آنجا که تنها ۳۰ ماده اول، شدت وسواس را می‌سنجید، تنها این ۳۰ ماده وارد تحلیل عاملی شد، با ۲۲۳ پاسخ‌دهنده، تقریباً نسبت ۷ به ۱ رعایت شد که برای تحلیل عاملی اکتشافی نسبتاً مطلوب است (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷). در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش براساس پرسشنامه نهایی

ردیف	متغیر	میانگین	انحراف معیار
۱	وسواس فکری	۱۲/۰	۵/۰۱
۲	رفتار اجباری	۱۰/۸۲	۵/۳۲
۳	وسواس مذهبی	۱۰/۴۱	۵/۴۱
۴	وسواسی-اجباری کل	۳۳/۳۲	۱۴/۶۳
۵	وسواس مادزلی	۲۸/۰۳	۸/۸۲

پس از جمع‌آوری داده‌ها، به منظور انتخاب ماده‌های مناسب، تحلیل عاملی اکتشافی (exploratory) از نوع تحلیل مؤلفه‌های اصلی (principal component analysis (PCA)) با چرخش واریماکس (varimax) بارها تکرار شد و ماده‌های ضعیف‌تر حذف شدند. در حذف ماده‌ها علاوه بر بار عاملی، ضریب دشواری و ضریب تمییز نیز محاسبه شد و هر بار با توجه به ضرایب سه‌گانه، ماده‌های ضعیف‌تر انتخاب و حذف شدند. به ویژه ماده‌های ضعیف (ماده‌هایی که در عوامل با مقدار ویژه کم قرار می‌گرفتند)، ماده‌های پیچیده (ماده‌هایی که در چند عامل به طور هم‌زمان بار عاملی بیش از ۰/۴ داشتند) حذف شدند. در مراحل اولیه با حذف یک یا دو ماده، نتایج تحلیل عاملی، تغییرات قابل توجهی نشان می‌داد، اما به مرور به ثبات تحلیل افزوده شد، تا جایی که با حذف دو ماده، تغییری در عوامل ایجاد نشد. حذف ماده‌ها تا جایی ادامه یافت که از یک سو ماده‌های باقی مانده بتوانند معنای آن عامل را پوشش دهند و از سوی دیگر نتایج تحلیل عاملی اکتشافی مطلوب باشد. در نهایت نتایج نشان داد پرسشنامه وسواسی-اجباری شامل دو بخش اصلی و تکمیلی است. بخش اصلی شامل سه عامل وسواس فکری، رفتار جبری و وسواس مذهبی و ۱۵ ماده است که شدت وسواسی-اجباری را ارزیابی می‌کند. بخش تکمیلی شامل ۲۴ ماده است که حیطه‌های وسواس فرد را مشخص می‌کند. در جدول ۲ عنوان هر عامل با توجه به متن ماده‌ها و مبانی نظری و همچنین بار عاملی هر ماده ارائه شده است.

جدول ۲. عنوان هر عامل با توجه به متن ماده‌ها و مبانی نظری

ماده	بار عاملی	عنوان عامل، متن ماده
عامل اول		
۱	۰/۷۹	فکرهای تکراری و آزاردهنده‌ای دارم.
۲	۰/۸۵	شک و تردیدهای زیادی دارم.
۳	۰/۸۳	افکار منفی و تکراری وقت زیادی را از من می‌گیرد.
۴	۰/۸۳	برای سرکوبی افکار مزاحم خیلی تلاش می‌کنم.
۵	۰/۸۶	احساس می‌کنم نمی‌توانم افکار منفی و تکراری ام را کنترل کنم.
عامل دوم		
۱۱	۰/۸۴	در ارتباط با خدا دچار نگرانی‌ها و ترس‌هایی هستم.
۱۲	۰/۸۰	خیلی نگرانم که مبادا در کارهای روزمره مرتکب گناه شوم.
۱۳	۰/۶۹	درباره مسائل شرعی بیش از دیگران نگران هستم.
۱۴	۰/۸۳	بسیاری از اوقات احساس گناه می‌کنم.
۱۵	۰/۸۶	درباره عذاب اخروی بسیار نگرانم.
عامل سوم		
۶	۰/۶۲	آداب و تشریفات خاصی را باید انجام دهم تا به آرامش دست یابم.
۷	۰/۷۵	رفتارهای وسواسی‌ام مرا بسیار ناراحت می‌کند.
۸	۰/۷۵	رفتارهای تکراری وقت زیادی را از من می‌گیرد.
۹	۰/۷۶	احساس می‌کنم برخی رفتارها را باید به تعداد خاصی انجام دهم تا به آرامش برسم.
۱۰	۰/۷۸	اطرافیان درباره رفتارهای وسواسی‌ام نگران هستند.

در جدول ۳ نتایج تحلیل عاملی و مقدار ویژه هر عامل نشان داده شده است.

جدول ۳. مقدار ویژه و واریانس تبیین شده توسط هر عامل، قبل و بعد از چرخش واریماکس

مرحله	مقدار ویژه	واریانس تبیین شده	مرحله قبل از چرخش	مقدار ویژه	واریانس تبیین شده	مرحله بعد از چرخش	واریانس تبیین شده
۱	۸/۲۰	۵۴/۶۸	۱	۴/۲۵	۲۸/۳۱	۱	۲۸/۳۱
۲	۲/۱۶	۱۴/۳۸	۲	۳/۸۳	۲۵/۵۰	۲	۵۳/۸۲
۳	۱/۱۸	۷/۸۸	۳	۳/۴۷	۲۳/۱۲	۳	۷۶/۹۴

نتایج تحلیل عاملی نشان داد که پرسشنامه وسواسی-اجباری از روایی سازه مطلوبی برخوردار است. همچنین همسانی درونی سازه و هریک از عوامل براساس ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد که در جدول ۴ ارائه شده است. برای بررسی روایی سازه پرسشنامه، همبستگی بین عوامل با نمره کل آزمون محاسبه و در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود همبستگی عوامل سه‌گانه پرسشنامه با یکدیگر کمتر از ۰/۶ است و همبستگی هر کدام از عوامل با نمره کل پرسشنامه بیش از ۰/۸ است. همچنین برای بررسی روایی همگرا، همبستگی این پرسشنامه با پرسشنامه مادزلی ۰/۶۶ بود که نشانه روایی همگرای این پرسشنامه است.

جدول ۴. رابطه بین متغیرهای پژوهش

ردیف	متغیر	آلفای کرونباخ	۱	۲	۳	۴
۱	وسواس فکری	۰/۸۶	۱			
۲	رفتار جبری	۰/۸۰	**۰/۵۸	۱		
۳	وسواس مذهبی	۰/۸۲	**۰/۵۶	**۰/۵۰	۱	
۴	وسواسی-اجباری کل	۰/۸۴	**۰/۸۵	**۰/۹۰	**۰/۸۲	۱
۵	وسواس مادزلی	۰/۶۶	**۰/۵۲	**۰/۵۵	**۰/۵۶	**۰/۶۴

به‌منظور بررسی اعتبار پرسشنامه از روش دونیمه‌کردن استفاده شد. ضریب دونیمه‌سازی اسپیرمن ۰/۸۸۷ و دونیمه‌سازی گاتمن ۰/۸۸۶ به‌دست آمد که نشانه اعتبار مطلوب پرسشنامه است. ۴۷ نفر از شرکت‌کنندگان پرسشنامه را پس از ۳۰ روز، دوباره تکمیل کردند،

رابطه بین دو پرسشنامه به روش همبستگی پیرسون، ۰/۷۸ به دست آمد که نشانه اعتبار مناسب پرسشنامه است. جدول هنجار پرسشنامه در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. هنجار پرسشنامه وسواسی- اجباری

ردیف	نمره کل
۱	فقدان وسواس ۸-۱
۲	وسواس ضعیف ۱۷-۸
۳	وسواس متوسط ۳۰-۱۷
۴	وسواس شدید ۴۱-۳۰
۵	وسواس بسیار شدید ۶۰-۴۱

حیطه‌های وسواس و سوالات مرتبط با آن در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶. حیطه‌های وسواس و سوالات مربوطه

ماده	حیطه‌های وسواس فکری	ماده	حیطه‌های وسواس عملی	ماده	حیطه‌های وسواس مذهبی
۱۶	وسواس پرخاشگری	۲۴	اجبار شست‌وشو	۳۲	شک و تردید در مقدسات
۱۷	وسواس کنترل تکانه	۲۵	اجبار نظم و ترتیب	۳۳	افکار توهین به مقدسات
۱۸	وسواس جنسی	۲۶	کندی در تصمیم‌گیری	۳۴	وسواس نجاست
۱۹	وسواس آلودگی	۲۷	اجبار خواندن و نوشتن	۳۵	اجبار تطهیر کردن
۲۰	وسواس گزند و آسیب	۲۸	اجبار واری کردن	۳۶	اجبار در غسل و وضو
۲۱	وسواس نظم و ترتیب	۲۹	اجبار شمردن	۳۷	اجبار در مناسک و نماز
۲۲	وسواس کامل و صحیح بودن	۳۰	اجبار احتکار	۳۸	وسواس اسراف
۲۳	وسواس سلامتی و زیبایی	۳۱	اجبار پوست و موکنی	۳۹	وسواس حق الناس

• بحث

هدف پژوهش حاضر، طراحی پرسشنامه‌ای بومی و خودگزارش‌دهی برای سنجش شدت و ابعاد وسواسی- اجباری بود. روش این پژوهش آمیخته (کیفی و کمی) بود. ابتدا متون مرتبط با وسواسی- اجباری جمع‌آوری، تحلیل و شاخصه‌های وسواسی- اجباری استخراج شدند. در گام بعد براساس شاخصه‌ها، ماده‌ها طراحی و به تأیید کارشناسان رسید، سپس ماده‌های تأیید شده به همراه پرسشنامه مادزلی اجرا و اعتباریابی شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسشنامه وسواسی- اجباری، دارای سه عامل وسواس فکری، رفتار جبری و وسواس مذهبی است و این پرسشنامه روایی و اعتبار مناسبی دارد.

پرسشنامه ساخته شده در این پژوهش از آن جهت که شدت رفتار جبری را ارزیابی می‌کند با پرسشنامه مادزلی که توسط هاجسون و راجمن (۱۹۷۹) ارائه شده، همسو است. اما امتیاز پرسشنامه حاضر آن است که به‌خوبی به ابعاد مختلف وسواس توجه کرده است. اما وسواس مادزلی بر برخی جنبه‌ها مانند وسواس آلودگی و وسواس واری تأکید دارد. همچنین ماده‌های پرسشنامه حاضر با سبک زندگی امروزی تناسب بیشتری دارد و در نتیجه دقیق‌تر شدت وسواسی- اجباری را ارزیابی می‌کند. همچنین امتیاز پرسشنامه حاضر آن است که بومی ایرانی- اسلامی ساخته شده است. امتیاز دیگر این پرسشنامه آن است که ماده‌ها در طیف لیکرت پنج درجه‌ای تنظیم شده است تا حساسیت بیشتری نسبت به ارزیابی پیشرفت درمان داشته باشد.

پرسشنامه ساخته شده در این پژوهش برای ارزیابی پیشرفت درمان وسواس مناسب است، زیرا شدت وسواس و حیطه‌های آن را جداگانه ارزیابی می‌کند. این یافته با پرسشنامه ییل براون در پژوهش گودمن و همکاران (۱۹۸۹) همسو است. همچنین از آن جهت که شدت وسواس فکری و رفتارهای جبری را به‌صورت جداگانه ارزیابی می‌کند، با پژوهش گودمن و همکاران (۱۹۸۹) و پژوهش ساناویو (۱۹۸۸) همسو است. اما امتیاز یافته‌های پژوهش حاضر نسبت به پرسشنامه‌های گذشته آن است که وسواس مذهبی را به‌طور جداگانه ارزیابی می‌کند. یکی از دغدغه‌های درمانگران وسواس، ارزیابی شدت وسواسی- اجباری و حیطه‌های آن است تا مداخله دقیق‌تری داشته باشند، همچنین برای ارزیابی پیشرفت درمان، چنین ابزاری ضروری است (جونز و همکاران، ۲۰۱۳). ابزار دقیق موجب تشخیص دقیق‌تر بیماری و مداخله به‌موقع و در نتیجه پیشگیری از تشدید و گسترده‌گی وسواس می‌شود. اختلال وسواس در سنین مختلف جریان

دارد. وسواسی که به موقع تشخیص و درمان نشود، به مرور موجب افسردگی می‌شود (هایرسچریت و همکاران، ۲۰۱۷). به‌طور کلی پیش‌آگهی درمان وسواسی که به تازگی شناسایی شده است بسیار بیشتر از وسواس مزمن است، بنابراین تشخیص دقیق و مداخله به موقع در وسواسی - اجباری ضروری است (فوا و همکاران، ۲۰۱۰). پرسشنامه وسواسی - اجباری، دقت خوبی در تشخیص شدت وسواس و ابعاد آن دارد. همچنین شدت و حیطه‌های وسواس را جداگانه ارزیابی می‌کند.

وسواس‌های فکری شامل امیال، تصورات یا افکار مزاحم و مقاومتی هستند که فرد نمی‌تواند به‌آسانی از آنها اجتناب کند. رفتارهای جبری به اعمال تکراری اطلاق می‌شود که فرد خود را ملزم به انجام آنها می‌داند و به‌سختی قادر به متوقف‌کردن آنها است. وسواس مذهبی به نگرانی‌های افراطی فرد درباره عقاید، آداب و مناسک مذهبی اشاره دارد.

شروع وسواس معمولاً تدریجی است؛ هرچند برخی بیماران آغاز ناگهانی را گزارش می‌کنند، اما در گفت‌وگو با آنها مشخص می‌شود که زمینه‌های وسواس از پیش وجود داشته و در پی یک رویداد اضطراب‌زا آشکار شده است. اگرچه تشریفات و رفتارهای اجتنابی، به دلیل قابلیت مشاهده، آشکارترین جلوه‌های وسواسی - اجباری به شمار می‌آیند، یافته‌های پژوهش نشان داد که وسواسی - اجباری از سه مؤلفه اصلی وسواس فکری، رفتار جبری و وسواس مذهبی تشکیل می‌شود.

در تبیین یافته‌ها می‌توان گفت که در بافت فرهنگی جوامع مسلمان، وسواس فکری، رفتارهای جبری و وسواس مذهبی شیوع بیشتری دارند و وسواس مذهبی به‌عنوان عاملی متمایز، در کنار وسواس فکری و رفتارهای جبری، در میان مسلمانان مشاهده می‌شود.

• نتیجه‌گیری

اگرچه برای اندازه‌گیری اختلال وسواسی - اجباری در فضای بالینی چهار روش مصاحبه‌های تشخیصی، ابزارهای درجه‌بندی‌شده توسط روان‌پزشک، پرسشنامه‌های گزارش خانواده و پرسشنامه‌های خودگزارش‌دهی وجود دارد، پرسشنامه‌های خودگزارش‌دهی از کاربرد بیشتری برخوردارند. همچنین در فضای پژوهشی، استفاده از پرسشنامه‌های هنجاریابی‌شده، استاندارد و دقیق گامی مؤثر در توسعه دانش در هر حوزه محسوب می‌شود. ابزارهای دقیق خودگزارش‌دهی به درمانگران بالینی این امکان را می‌دهند که تصویری دقیق‌تر از ابعاد اختلال به دست آورند.

در سال‌های اخیر بر ابعاد فرهنگی اختلال‌ها تأکید فزاینده‌ای شده است و این موضوع به‌ویژه در اختلال وسواسی - اجباری، با توجه به اهمیت مؤلفه‌های فرهنگی و مذهبی، برجستگی بیشتری دارد. اگرچه برخی پرسشنامه‌ها برای ارزیابی وسواس مذهبی طراحی شده‌اند، این ابزارها با کاستی‌هایی همراه‌اند؛ از جمله آنکه مبتنی بر فرهنگ ایرانی - اسلامی طراحی نشده‌اند و صرفاً وسواس مذهبی را ارزیابی می‌کنند.

از امتیازات پرسشنامه حاضر آن است که شدت وسواس و حیطه‌های وسواس در دو بخش مستقل مورد سنجش قرار می‌گیرند. بدین ترتیب، از یک سو دقت مقیاس افزایش یافته و از سوی دیگر، ابزار از کارآمدی پژوهشی و بالینی برخوردار شده است. پیشنهاد می‌شود در کاربردهای پژوهشی، تنها بخش اصلی پرسشنامه که به سنجش شدت وسواس می‌پردازد اجرا شود و در کاربردهای بالینی، بخش تکمیلی نیز مورد استفاده قرار گیرد تا حیطه‌های وسواس به‌طور دقیق مشخص شوند. ارزیابی حیطه‌های وسواس در بخش تکمیلی این امکان را فراهم می‌سازد که درمانگر بتواند حوزه‌هایی را که نیازمند کاهش حساسیت مراجع هستند، به‌درستی شناسایی کند. همچنین در این پرسشنامه، به ابعاد مذهبی وسواس به‌طور شایسته‌ای توجه شده است.

این پژوهش با محدودیت‌هایی همراه بود. در فرایند گردآوری داده‌ها از پرسشنامه‌های مکتوب استفاده شد که در آنها احتمال سوءبرداشت یا درک نادرست سؤالات وجود دارد. افزون‌بر این، امکان ارائه پاسخ‌های غیرواقعی یا تحریف‌شده از سوی آزمودنی‌ها نیز منتفی نیست. مقیاس مادزلی که برای بررسی روایی هم‌گرا به کار رفت، در خارج از کشور طراحی شده است و اگرچه روایی و اعتبار آن در پژوهش‌های داخلی تأیید شده، همچنان نگرانی‌هایی درباره میزان انطباق آن با فرهنگ بومی وجود دارد. حجم نمونه پژوهش ۲۲۳ نفر بود که اگرچه براساس معیارها برای تحلیل عاملی اکتشافی کفایت داشت، افزایش آن تا حدود ۴۰۰ نفر می‌توانست به دستیابی به نتایج دقیق‌تر منجر شود. پیشنهاد می‌شود این پرسشنامه در کارآزمایی‌های بالینی اثربخشی درمان وسواس، در مراحل پیش‌آزمون و پس‌آزمون مورد استفاده قرار گیرد. این پژوهش با حمایت مالی دانشگاه سمنان انجام شده است.

• تعارض منافع

نویسندگان مقاله هیچ‌گونه تضاد منافی دربارهی این پژوهش گزارش نکرده‌اند.

• تشکر و قدردانی

این مقاله از طرح رسادکتری دانشگاه سمنان با شماره قرارداد ۲۳۴۸۱ استخراج گردیده است. بدین وسیله از تمامی شرکت‌کنندگان در پژوهش که با تکمیل دقیق پرسشنامه‌ها، پژوهشگران را در اجرای این پژوهش یاری کردند، قدردانی می‌شود.

• منابع

- ایزدی، راضیه، عابدی، محمدرضا، و معین، سمانه. (۱۳۹۱). بررسی ساختار عاملی، اعتبار و اعتبار نسخه فارسی پرسشنامه وسواسی جبری و نکوور. *اندیشه و رفتار در روان‌شناسی بالینی (اندیشه و رفتار)*، ۷(۲۶)، ۵۷-۶۶. <https://sanad.iau.ir/Journal/jtbcip/Article/1118326>
- دلیر، مجتبی (۱۳۹۸). فراوانی زیرگروه‌های اختلال وسواس- اجبار: نقش جنسیت، رویش روان‌شناسی، ۳۵، ۳۱-۳۷. <https://frooyesh.ir/article-1-1299-fa.html>
- راجزی اصفهانی سپیده، متقی‌پور یاسمن، کامکاری کامبیز، ظهیرالدین علی‌رضا، جان بزرگی مسعود. (۱۳۹۰). اعتبار و روایی نسخه فارسی مقیاس وسواسی-جبری ییل- براون، مجله روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران، ۴(۱۷)، ۲۹۷-۳۰۳. <https://ijpcp.iuums.ac.ir/article-1-1453-fa.html>
- سادوک، بنجامین، سادوک، جیمز، آلکوت، ویرجینیا، روئیز، پدرو (۲۰۱۵). خلاصه روانپزشکی. ترجمه فرزین رضاعی (۱۳۹۴). تهران: ارجمند. <https://www.arjmandpub.com/book/2047>
- شمس، گیتی، کاویانی، حسین، اسماعیلی ترکانپوری، یعقوب، ابراهیم خانی، نرگس، و امین منش، علیرضا. (۱۳۸۹). بررسی روایی و اعتبار نسخه فارسی پرسشنامه پادوا (اصلاحی دانشگاه ایالتی واشنگتن) در جمعیت دانشجویان سالم ایرانی. *تازه‌های علوم شناختی*، ۱۲(۴۵)، ۱-۱۶. <https://icssjournal.ir/article-1-77-en.pdf>
- کرمی، شبنم، جان بزرگی، مسعود، آقاویوسفی، علیرضا، نامور، هومن (۱۴۰۱). ارائه مدل ساختاری برای پیش‌بینی نشانه‌های اختلال وسواس فکری- عملی براساس پایبندی مذهبی: نقش میانجی کارکرد شخصیت، روان‌شناسی و روانپزشکی شناخت، ۹(۳)، ۲-۱۵. <https://shenakht.muk.ac.ir/article-1-1446-fa.html>
- کشاورز افشار، حسین، برابری اصغر، حسین زاده، محسن. (۱۳۹۸). روایی و اعتبار نسخه فارسی پرسشنامه پادوا در جمعیت غیربالینی ایران، فصلنامه طب انتظامی، ۶(۲)، ۱۲۵-۱۱۷. <http://jpmid.ir/article-1-461-fa.html>
- محمودعلیلو، مجید، عاطف وحید، محمدکاظم، بیان زاده، سیداکبر، ملکوتی، سیدکاظم. (۱۳۸۲). بررسی آزمایشی مشکلات حافظه در مبتلایان به نوع واری اختلال وسواسی - اجباری، مجله اندیشه و رفتار، ۱۱، ۷۰-۶۲. <https://ijpcp.iuums.ac.ir/article-1-85-fa.html>
- دادفر محبوبه، بوالهری جعفر، ملکوتی کاظم، بیان زاده سید اکبر. (۱۳۸۰). بررسی شیوع نشانه‌های اختلال وسواسی-جبری. مجله روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران. ۱۳۸۰؛ ۷(۱ و ۲) ۲۷-۳۳. <https://ijpcp.iuums.ac.ir/article-1-1963-fa.html>
- Abramowitz, J. S., Huppert, J. D., Cohen, A. B., Tolin, D. F., & Cahill, S. P. (2002). Religious obsessions and compulsions in a non-clinical sample: The Penn Inventory of Scrupulosity (PIOS). *Behavior research and therapy*, 40(7), 825-838. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(01\)00070-5](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(01)00070-5)
- Allen, M. J., & Yen, W. M. (2002). *Introduction to Measurement Theory*. Prospect Heights, IL: Waveland Press. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- American psychiatric association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th Ed.). Washington, DC, US: American Psychiatric Publishing text revision. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Bragdon, L. B., Harvey, J. R., & Moldow, R. (2024). Cognitive-behavioral therapy for obsessive-compulsive disorder: a brief review. *Psychiatric Annals*, 54(3), e75-e79. <https://doi.org/10.3928/00485713-20240227-01>
- Burns, G. L., Keortge, S. G., Formea, G. M., Sternberger, L. G. (1996). Revision of the Padua Inventory of obsessive - compulsive disorder symptoms: *Distinctions between worry, obsessions, and compulsions*. *Behavior Research and Therapy*, 34(2), 163-173. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(95\)00035-6](https://doi.org/10.1016/0005-7967(95)00035-6)
- Foa, E. B., Coles, M., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V., Franklin, M. E., & March, J. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive-compulsive inventory. *Behavior therapy*, 41(1), 121-132. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2009.02.001>
- Ghassemzadeh, H., Mojtabai, R., Khamseh, A., Ebrahimkhani, N., Issazadegan, A.-A., & Saif- Nobakht, Z. (2002). Symptoms of Obsessive- Compulsive Disorder in a Sample of Iranian Patients. *International Journal of Social Psychiatry*, 48(1), 20-28. <https://doi.org/10.1177/002076402128783055>
- Goodarzi, M. A., & Firoozabadi, A. (2005). Reliability and validity of the Padua Inventory in an Iranian population. *Behaviour research and therapy*, 43(1), 43-54. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2003.11.004>

- Goodman, W.K.; Price, L.H.; Rasmussen, S.A.; Mazure, C.; Delgado, P.; Heninger, G.R.; & Charney, D.S. (1989). The Yale - Brown Obsessive - compulsive Scale I: Development, use, reliability, and validity. *Archives of General Psychiatry*, 46, 1006-1011. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1989.01810110054008>
- Hirschtritt, M. E., Bloch, M. H., & Mathews, C. A. (2017). Obsessive-compulsive disorder: advances in diagnosis and treatment. *Jama*, 317(13), 1358-1367. <https://doi.org/10.1001/jama.2017.2200>
- Hodgson, R. J., & Rachman, S. (1977). Obsessional compulsive complaints. *Behavior Research and Therapy*, 15(5), 389-395. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(77\)90042-0](https://doi.org/10.1016/0005-7967(77)90042-0)
- Inozu, M., Çelikcan, U., Trak, E., Üzümcü, E., & Nergiz, H. (2021). Assessment of virtual reality as an anxiety and disgust provoking tool: The use of VR exposure in individuals with high contamination fear. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 15(1), 1-16. <https://doi.org/10.5817/CP2021-1-7>
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F., Lewin, A. B., Murphy, T. K., & Storch, E. A. (2013). Psychometric properties of the obsessive-compulsive inventory: child version in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry & Human Development*, 44, 137-151. <https://doi.org/10.1007/s10578-012-0315-0>
- Lewis, A.J. (1936). Problems of obsessional illness. *Proceedings of the Royal Society of Medicine*, 29, 325-336. <https://doi.org/10.1177/003591573602900418>
- Miller, C. H., Hedges, D. W., Brown, B., Olsen, J., & Baughan, E. C. (2024). Development of the scrupulosity inventory: A factor analysis and construct validity study. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 83, 101926. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2023.101926>
- Rasmussen, S. A., & Eisen, J. L. (1989). Clinical features and phenomenology of obsessive-compulsive disorder. *Psychiatric Annals*, 19(2), 67-73. <https://doi.org/10.3928/0048-5713-19890201-06>
- Sanavio, E. (1988). Obsessions and compulsions: The Padua Inventory. *Behavior Research and Therapy*, 26(2), 169-177. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(88\)90116-7](https://doi.org/10.1016/0005-7967(88)90116-7)
- Sheikhmoonesi, F., Hajheidari, Z., Masoudzadeh, A., Mohammadpour, R. A., & Mozaffari, M. (2014). Prevalence and severity of obsessive-compulsive disorder and their relationships with dermatological diseases. *Acta Medica Iranica*, 52(7), 511-514. <https://acta.tums.ac.ir/index.php/acta/article/view/4583>
- Sternberger, L. G., & Burns, G. L. (1990). Obsessions and compulsions: psychometric properties of the Padua Inventory with an American college population. *Behavior research and therapy*, 28(4), 341-345. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(90\)90087-y](https://doi.org/10.1016/0005-7967(90)90087-y)
- Steketee, G., Quay, S., & White, K. (1991). Religion and Guilt in OCD Patients. *Journal of Anxiety Disorders*, 5, 359-367. [https://doi.org/10.1016/0887-6185\(91\)90035-R](https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90035-R)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon/Pearson Education. <https://doi.org/10.1037/14272-000>
- Taylor, S. (1995). Assessment of obsessions and compulsions: Reliability, validity, and sensitivity to treatment effects. *Clinical Psychology Review*, 15(4), 261-296. [https://doi.org/10.1016/0272-7358\(95\)00015-H](https://doi.org/10.1016/0272-7358(95)00015-H)
- Thordarson, D. S., Radomsky, A. S., Rachman, S., Shafran, R., Sawchuk, C. N., & Hakstian, A. R. (2004). The Vancouver obsessional compulsive inventory (VOCI). *Behavior research and therapy*, 42(11), 1289-1314. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2003.08.007>
- Yossifova, M., & Loewenthal, K. M. (1999). Religion and the judgement of obsessionally. *Mental Health, Religion & Culture*, 2(2), 145-151. <https://doi.org/10.1080/13674679908406343>
- Zhang, C., Zhang, Z., Gao, R., Chen, Y., Cao, X., Yi, X., & Fan, Q. (2024). Obsessive-Compulsive Disorder Comorbid with or without Obsessive-Compulsive Personality Disorder: Conceptual Implications, Clinical Correlates, and Brain Morphometries. *Biological Psychiatry: Cognitive Neuroscience and Neuroimaging*. <https://doi.org/10.1016/j.bpsc.2024.09.010>

رابطه صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی با نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای

The Relationship between Dark Personality Traits and Addiction to Virtual Social Networks with the Mediating Role of Coping Styles

Ali Mohamadzadeh, PhD✉

Seydeh Monir Mohammadi-Zaviyeh, MSc

علی محمدزاده^۱

سیده منیر محمدی زاویه^۲

Abstract

This study aimed to examine the structural model of the relationship between dark personality traits and addiction to virtual social networks with the mediating role of coping. The research was descriptive- correlational in nature. The statistical population included all secondary school students in the city of Khalkhal in 2024. The sample consisted of 300 students, selected using cluster sampling, considering incomplete and flawed questionnaires as well as the potential for participant drop- out. Data were collected using the Social Media Addiction Questionnaire, the Dark Personality Traits Scale, and the Coping Inventory for Stressful Situations. Data analysis was performed using Pearson correlation and path analysis in SPSS version 26 and AMOS version 21. The findings showed that dark personality traits such as Machiavellianism and sadism, along with emotion- oriented and avoidant coping styles, had a positive and significant effect on social media addiction, while problem- oriented coping style had a negative and significant effect. The analysis of indirect effects revealed that the effect of Machiavellianism through problem- oriented and avoidant coping styles, and social cynicism and narcissism through emotion- oriented coping, and sadism through avoidant coping on social media addiction were significant. The results indicate that dark personality traits directly and indirectly affect social media addiction through various coping styles. These findings suggest that individuals with dark personality traits and emotion- oriented and avoidant coping styles are more at risk of social media addiction.

Keywords: Dark Personality Traits, Addiction to Virtual Social Networks, Coping Styles.

چکیده

هدف پژوهش حاضر تعیین مدل ساختاری رابطه بین صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی با نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای بود. پژوهش حاضر از نوع تحقیقات توصیفی- همبستگی بود. جامعه پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خلخال بود و با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای مرحله‌ای، ۳۰۰ نفر انتخاب شدند. ابزار جمع‌آوری داده‌ها شامل پرسشنامه اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی، مقیاس صفات تاریک شخصیت و سیاهه سبک‌های مقابله با موقعیت‌های استرس‌زا بود. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر در برنامه‌های SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۱ انجام شد. یافته‌ها نشان داد که صفات تاریک ماکیاولیسم، سادیسیم و سبک‌های هیجان‌مدار و اجتنابی اثر مثبت و معنادار و سبک مسئله‌مدار اثر منفی و معناداری بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی دارند. نتایج نشان می‌دهد که صفات تاریک شخصیت به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق سبک‌های مقابله‌ای مختلف بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی تأثیرگذار هستند. این یافته‌ها حاکی از آن است که افراد با ویژگی‌های شخصیتی تاریک و سبک‌های مقابله‌ای هیجان‌مدار و اجتنابی بیشتر در معرض خطر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی قرار دارند.

واژه‌های کلیدی: صفات تاریک شخصیت، اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی، سبک‌های مقابله‌ای.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۱/۳۰ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۷/۱۳

۱. گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

● مقدمه

در سال‌های اخیر، شبکه‌های اجتماعی مجازی به بخشی جدایی‌ناپذیر از زندگی روزمره افراد تبدیل شده‌اند و نقش مهمی در تعاملات اجتماعی، سرگرمی و تبادل اطلاعات ایفا می‌کنند. با این حال، شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که استفاده افراطی و کنترل‌نشده از این شبکه‌ها می‌تواند به شکل‌گیری الگوهای رفتاری اعتیادگونه منجر شود؛ الگوهایی که با پیامدهایی نظیر اختلال در کارکردهای روان‌شناختی، کاهش خودتنظیمی و بروز مشکلات هیجانی و رفتاری همراه هستند (پیکو و همکاران، ۲۰۲۴). علاوه بر این، اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی یک پدیده رفتاری و روانی اجتماعی است و به‌عنوان استفاده بیش‌ازحد و مشکل‌ساز از سیستم عامل‌های شبکه‌های اجتماعی توصیف شده است، که منجر به غفلت از وظایف مهم روزمره می‌شود (تولت- پرادو و همکاران، ۲۰۲۳).

مشکلات ارتباطی، مشغله ذهنی، انزوا، تجربیات منفی خلقی و پدیده تحمل از دیگر شاخص‌های اعتیاد به رسانه‌های اجتماعی تلقی می‌شوند (تسنیمی و همکاران، ۱۴۰۴؛ ایسبولان و همکاران، ۲۰۲۴). استفاده اجباری از شبکه‌های اجتماعی مجازی جزء مهمی از اعتیاد است که به‌عنوان یک تمایل غیرقابل کنترل برای تعامل با این پلتفرم‌ها فراتر از محدودیت‌های منطقی ظاهر می‌شود (لرویگ- اولسن و همکاران، ۲۰۲۴). ماهیت اجباری این رفتار می‌تواند منجر به طیف وسیعی از اثرات نامطلوب، مانند کاهش بهره‌وری، اختلال در الگوهای خواب و نادیده گرفتن مسئولیت‌های دنیای واقعی شود (فاویری و همکاران، ۲۰۲۴).

اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی می‌تواند تحت تأثیر عوامل روانی- اجتماعی مختلفی قرار گیرد (تانهان و همکاران، ۲۰۲۴). در این رابطه، یکی از زمینه‌های کلیدی مورد علاقه محققان، تأثیر صفات تاریک شخصیت (dark personality traits) بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی است (پابیان و وندبوش، ۲۰۲۳). صفات تاریک شخصیت مفهومی است که به مجموعه‌ای از ۴ ویژگی یا الگوهای رفتاری منفی شامل جامعه‌ستیزی (antisocial)، خودشیفتگی (narcissism)، ماکیاولیسم (Machiavellianism) و سادیسم (sadism) اشاره دارد که اغلب با تمایلات بدخواهانه یا مخرب اجتماعی مشخص می‌شوند (لتی و همکاران، ۲۰۲۳). نظریه صفت نشان می‌دهد که ویژگی‌های شخصیتی تاریک، ویژگی‌های پایدار و بادوامی هستند که بر افکار، احساسات و رفتار افراد تأثیر می‌گذارند (تانگ و همکاران، ۲۰۲۲). افرادی که ماکیاولیسم بالایی دارند، منافع خود را در اولویت قرار می‌دهند و برای رسیدن به اهداف خود حاضرند دیگران را دستکاری و فریب دهند (باربریس و همکاران، ۲۰۲۳). افراد با سطوح بالایی از خودشیفتگی اغلب حسی متورم از توانایی‌ها و دستاوردهای خود دارند و ممکن است از دیگران برای منافع خود بهره‌برداری کنند. افراد جامعه‌ستیز اغلب بدون احساس پشیمانی یا گناه دست به رفتارهای فریبکارانه می‌زنند. افراد با تمایلات سادیستی ممکن است رفتارهایی داشته باشند که برای لذت بردن خود به دیگران آسیب برساند (لتی و همکاران، ۲۰۲۳).

افراد با ویژگی‌های شخصیتی تاریک به‌دلیل تمایلاتی مانند بهره‌کشی، خودبزرگ‌بینی و نبود حساسیت عاطفی بیشتر در معرض اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی قرار دارند (یوسفی و همکاران، ۱۴۰۳). خودشیفته‌ها از این فضا برای جلب تحسین و تأیید اجتماعی استفاده می‌کنند که می‌تواند منجر به استفاده اجباری شود (تیاگاراگان و همکاران، ۲۰۱۷). ماکیاولیست‌ها با هدف سوءاستفاده و بهره‌کشی دیگران در شبکه‌های اجتماعی فعال‌اند، که تعامل مداوم و راهبردی آنها را افزایش می‌دهد (بکیاری و اسپانو، ۲۰۱۷). همچنین، افراد جامعه‌ستیز و سادیسمی به‌دلیل تکانشگری و بی‌اعتنایی عاطفی؛ بدون توجه به پیامدهای بلندمدت به‌دنبال رضایت فوری در این فضا هستند (لتی و همکاران، ۲۰۲۳). در این میان، توران و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای اشاره نمودند که بین طرد، صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی رابطه معناداری وجود داشت و همچنین صفات تاریک شخصیت نقش میانجی قابل توجهی در رابطه بین طرد و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی داشتند. دمیرچی اوغلی و گونجو- کوسه (۲۰۲۳) نیز مطرح کردند که بین سه‌گانه تاریک و حساسیت به طرد با استفاده مشکل‌ساز از رسانه‌های اجتماعی و آزار و اذیت سایبری (cyberbullying) در میان نوجوانان رابطه معناداری وجود داشت.

از سوی دیگر، عامل دیگری که ممکن است در اعتیاد به رسانه‌های اجتماعی نوجوانان اثرگذار باشد و به‌ویژه در ارتباط بین صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی را میانجی‌گری کند، سبک‌های مقابله‌ای است. مقابله به‌عنوان افکار و رفتارهایی برای مدیریت موقعیت‌های استرس‌زا درونی و بیرونی تعریف می‌شود. با وجود طبقه‌بندی‌های مختلف از سبک‌های مقابله‌ای، به‌طور معمول این سبک‌ها به سه دسته مسئله‌محور، هیجان‌محور و اجتنابی تقسیم می‌شوند (وو و همکاران، ۲۰۱۹). سبک‌های مقابله‌ای مثبت،

عموماً به افراد کمک می‌کند تا استرس را به شیوه‌ای سالم مدیریت کنند. درمقابل، سبک‌های مقابله‌ای منفی، می‌توانند استرس را تشدید کنند و به رفتارهای ناسازگار، از جمله اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی کمک کنند (رودریگز و همکاران، ۲۰۲۳).

مطالعات اخیر حاکی از آن است که افراد دارای سبک‌های مقابله‌ای منفی ممکن است در برابر استفاده اعتیادآور از شبکه‌های اجتماعی آسیب‌پذیرتر باشند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۳). مطالعات نشان داده‌اند که سبک مقابله‌ای منفی با اعتیاد به اینترنت و رسانه‌های اجتماعی رابطه مثبت دارد، درحالی‌که سبک مقابله‌ای مثبت به‌طور معکوس با آن مرتبط است (لی و همکاران، ۲۰۱۸). افراد مبتلا به اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی نیز تمایل دارند که برای مقابله با استرس از سبک‌های مقابله‌ای اجتنابی و سفت و سخت استفاده کنند (چنگ و همکاران، ۲۰۱۵). در این رابطه، هیوا و همکاران (۲۰۲۳) اشاره نمودند که سبک‌های مقابله مثبت و منفی نقش میانجی معناداری در رابطه بین ترومای کودکی و اعتیاد به اینترنت داشتند. چنگ و همکاران (۲۰۲۳) نیز مطرح کردند که بین سبک مقابله و اعتیاد به اینترنت رابطه منفی و معناداری وجود داشت.

علی‌رغم بسیاری از مطالعات (بلدیریم و همکاران، ۲۰۲۳؛ تانهان و همکاران، ۲۰۲۳)، درخصوص جنبه‌های مختلف استفاده نوجوانان از رسانه‌های اجتماعی، پژوهش‌های اندکی در مورد ارتباط بین صفات تاریک شخصیت، سبک‌های مقابله‌ای و اعتیاد به رسانه‌های اجتماعی در نوجوانان انجام شده است. بنابراین، درک نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای می‌تواند بینش عمیق‌تری در مورد مکانیسم‌هایی ارائه دهد که ویژگی‌های شخصیتی تاریک را به اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مرتبط می‌کند و راه‌های بالقوه‌ای را برای مداخله و پیشگیری ارائه می‌دهد. با توجه به مطالب مطرح شده این پژوهش با هدف پاسخ به این سؤال انجام خواهد شد که آیا صفات تاریک شخصیت از طریق سبک‌های مقابله‌ای بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی تأثیر دارند؟

• روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان نوجوان مقطع متوسطه دوم شهر خلخال در سال ۱۴۰۳ بود. تعیین حجم نمونه براساس قواعد پیشنهادی در پژوهش‌های مبتنی بر مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد؛ به‌گونه‌ای که به ازای هر متغیر پیش‌بین، حداقل ۴۰ نفر در نظر گرفته شد. با توجه به اینکه صفات تاریک شخصیت دارای ۴ خرده‌مقیاس و سبک‌های مقابله‌ای دارای سه خرده‌مقیاس است، حجم نمونه ۲۸۰ نفر برآورد شد. با در نظر گرفتن احتمال ریزش آزمودنی‌ها و پرسشنامه‌های ناقص یا مخدوش، حجم نمونه نهایی ۳۰۰ نفر تعیین شد که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای مرحله‌ای انتخاب شدند.

بدین منظور، ابتدا از میان نواحی مختلف شهر، یک ناحیه به‌صورت تصادفی انتخاب شد و سپس چهار مدرسه متوسطه دوم (از هر پایه یک کلاس و در مجموع سه کلاس) به‌طور تصادفی انتخاب گردید. ملاک‌های ورود به مطالعه شامل رضایت آگاهانه و اشتغال به تحصیل در مقطع متوسطه دوم بود. ملاک‌های خروج نیز شامل تکمیل ناقص یا مخدوش پرسشنامه‌ها، نبود تمایل به ادامه همکاری و مصرف داروهای روان‌پزشکی براساس خوداظهاری بود.

جهت اجرای پژوهش، ابتدا مجوز لازم از دانشگاه پیام نور تبریز اخذ شد و هماهنگی‌های لازم با اداره آموزش و پرورش شهر خلخال انجام گرفت. پیش از اجرای ابزارهای پژوهش، فرم رضایت‌نامه آگاهانه کتبی از شرکت‌کنندگان دریافت شد و به آنان اطمینان داده شد که مشارکت در پژوهش کاملاً اختیاری است، اطلاعات آنان محرمانه باقی می‌ماند و صرفاً برای اهداف پژوهشی مورد استفاده قرار می‌گیرد. داده‌ها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون در نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ و تحلیل مسیر در نرم‌افزار AMOS نسخه ۲۱ تجزیه و تحلیل شدند.

• ابزارها

الف) پرسشنامه اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی (social media addiction questionnaire- SMAQ): پرسشنامه اعتیاد به شبکه‌های مجازی، ابزاری استاندارد است که توسط صادق‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) طراحی شده است. این پرسشنامه شامل ۳۲ ماده است و پاسخ‌دهندگان برای هر ماده از یک مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای استفاده می‌کنند: ۱ = کاملاً مخالفم، ۲ = مخالفم، ۳ = نظری ندارم، ۴ = موافقم و ۵ = کاملاً موافقم. این مقیاس امکان سنجش دقیق شدت اعتیاد به شبکه‌های مجازی را فراهم می‌آورد. این مقیاس تک‌عاملی

بوده و از جمع نمرات همه آیت‌ها نمره کل مقیاس محاسبه می‌شود. حداقل و حداکثر نمره در این مقیاس در دامنه‌ای از ۳۲ تا ۱۲۸ قرار دارد. نمرات بالاتر در این مقیاس حاکی از سطح بالای اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی است. صادق‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی روایی و اعتبار آن را بررسی کردند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسشنامه از ساختار تک‌عاملی (با واریانس تبیینی ۰/۵۲) برخوردار است و بار عاملی آیت‌ها نیز بالاتر از ۰/۴۰ بود. همچنین روایی سازه مقیاس از طریق تحلیل عاملی تأییدی نیز بررسی و با شاخص برازندگی ۰/۸۵ تأیید شد. اعتبار مقیاس نیز با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ گزارش شد (صادق‌زاده و همکاران، ۱۳۹۷).

ب) مقیاس صفات تاریک شخصیت (dark personality traits scale- DPTS): این مقیاس ابزاری است که توسط یوسفی و ایمان‌زاد (۱۳۹۷) از طریق ترکیب و اعتباریابی متقاطع مقیاس دوجین کتیف (Dirty Dozen Scale) و نسخه فارسی مقیاس کوتاه تکانش- دیگرآزاری ساخته شده و ۲۱ ماده دارد. این مقیاس شامل چهار مؤلفه است که عبارت بودند از: ماکیاولیسم، جامعه‌ستیزی، خودشیفتگی و سادیسم است که در یک پیوستار لیکرت ۷ درجه‌ای از (۱=کاملاً مخالفم تا ۷=کاملاً موافقم) نمره گذاری می‌شود. نمرات بالاتر در هر یک از مؤلفه‌ها نشان دهنده سطح صفت تاریک شخصیت بالاتر است. روایی و اعتبار این مقیاس روی نمونه ایرانی مورد تأیید قرار گرفته است (یوسفی و ایمان‌زاد، ۱۳۹۷). در پژوهش یوسفی و ایمان‌زاد (۱۳۹۷) روایی سازه مقیاس از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأیید بررسی و ساختار چهار عاملی آن با نیکویی برازش ۰/۹۵ تأیید شد. ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش یوسفی و ایمان‌زاد (۱۳۹۷) برای کل مقیاس ۰/۸۵ و برای مؤلفه‌های ماکیاولیسم، جامعه‌ستیزی، خودشیفتگی و دیگرآزاری به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۸۸ و ۰/۸۸ گزارش شده است.

ج) سیاهه سبک‌های مقابله با موقعیت‌های استرس‌زا (Coping inventory for stressful situations- CIFSS): این ابزار توسط اندرل و پارکر (۱۹۹۰) طراحی شده است. این سیاهه شامل ۴۸ ماده است که براساس مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای، از «هرگز» (۱) تا «همیشه» (۵) نمره‌گذاری می‌شود (فرهادی و همکاران، ۱۳۹۵). این سیاهه سه مؤلفه اصلی دارد: مقابله مسئله‌محور که به مدیریت و حل مسئله تمرکز دارد (۱۶ ماده)، مقابله هیجان‌محور که بر واکنش‌های هیجانی به مسئله توجه دارد (۱۶ ماده) و مقابله اجتنابی که به دوری از مسئله می‌پردازد (۱۶ سؤال). هریک از ابعاد این مقیاس نمره‌ای بین ۱۶ تا ۸۰ دارند، که نمرات بالاتر نشان‌دهنده استفاده بیشتر از آن سبک مقابله‌ای است (فرهادی و همکاران، ۱۳۹۵). اندرل و پارکر اعتبار سیاهه را با استفاده از آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۹۰ برای مقابله مسئله‌محور، ۰/۸۵ برای مقابله هیجان‌محور و ۰/۸۲ برای مقابله اجتنابی گزارش کرده‌اند و روایی سازه آن نیز تأیید شده است (فرهادی و همکاران، ۱۳۹۵). قریشی‌راد (۱۳۸۸) ساختار سه عاملی مقیاس را از طریق تحلیل عاملی اکتشافی تأیید و اعتبار مقیاس را با آلفای کرونباخ ۰/۸۱ به دست آورده است.

• یافته‌ها

در این پژوهش، میانگین و انحراف سنی برای شرکت‌کنندگان برابر با ۱۶/۶۱ و ۱/۱۶ بود. جدول ۱ شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۱. شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش

متغیرها	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
ماکیاولیسم	۴	۲۸	۹/۷۹	۵/۱۸	۱/۰۵	۰/۶۶
جامعه‌ستیزی	۴	۴۷	۱۲/۳۶	۴/۸۱	۱/۵۳	۸/۷۲
خودشیفتگی	۴	۶۱	۱۶/۹۴	۶/۱۳	۱/۲۱	۸/۱۷
سادیسم	۹	۶۳	۱۹/۰۶	۱۰/۷۵	۱/۷۷	۳/۱۶
مقابله مسئله‌محور	۲۴	۸۰	۵۵/۵۹	۹/۲۴	-۰/۰۳	۰/۷۷
مقابله هیجان‌محور	۱۷	۷۸	۴۶/۹۴	۱۰/۵۶	-۰/۰۸	۰/۲۴
مقابله اجتنابی	۲۹	۸۲	۴۶/۷۴	۷/۵۴	۰/۵۹	۲/۲۵
اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی	۳۶	۱۲۵	۸۰/۱۲	۱۸/۳۸	۰/۰۷	۰/۱۱

با توجه به جدول ۱ و بررسی شاخص‌های کجی و کشیدگی نیز حاکی از نرمال بودن توزیع داده‌ها (قرار داشتن در دامنه ۲- تا ۲+) است. جدول ۲ نتایج مربوط به تحلیل همبستگی‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. همبستگی پیرسون برای متغیرها

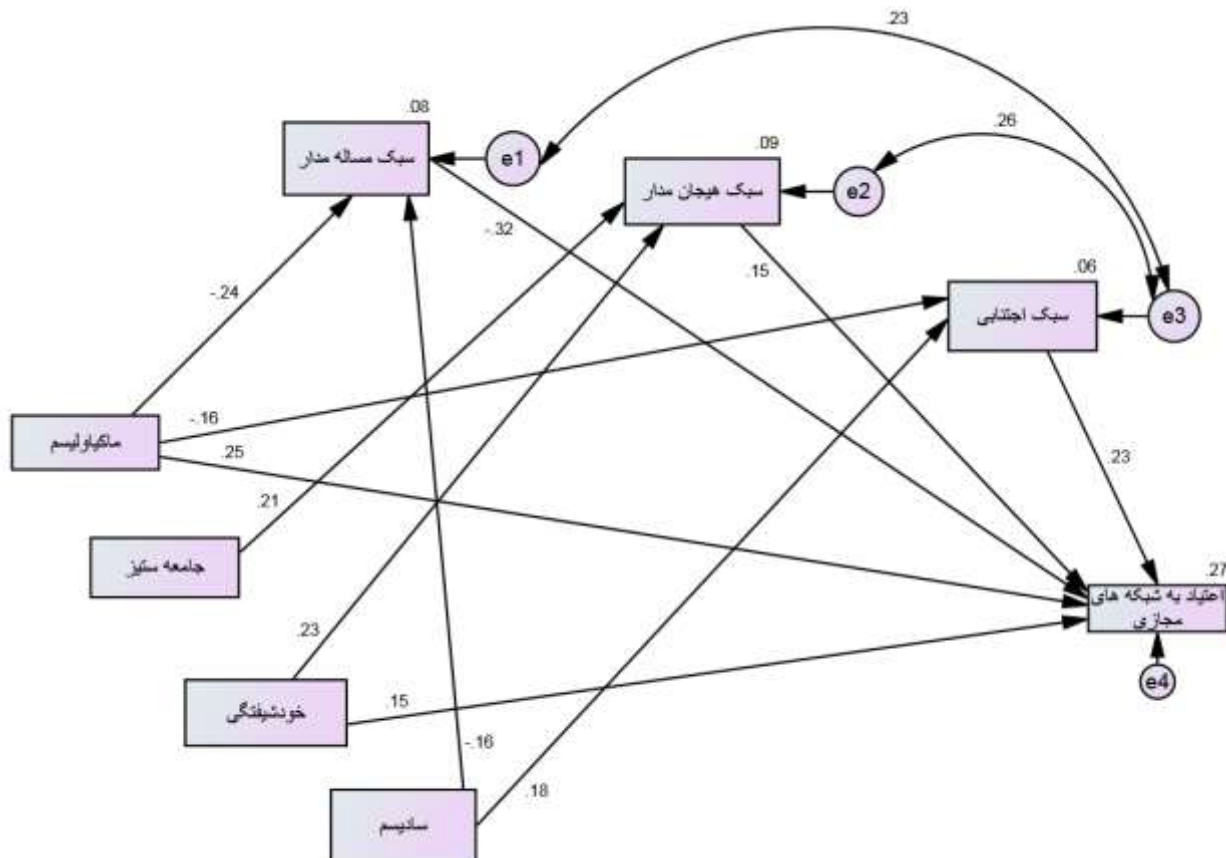
متغیرها	ماکیاولیسم	جامعه‌ستیزی	خودشیفتگی	سادیسیم	سبک مسئله‌مدار	سبک هیجان‌مدار	سبک اجتنابی	اعتیاد مجازی
ماکیاولیسم	۱							
جامعه‌ستیزی	۰/۱۵**	۱						
خودشیفتگی	۰/۰۸	۰/۱۲*	۱					
سادیسیم	۰/۱۶**	۰/۱۳*	۰/۱۸**	۱				
سبک مسئله‌مدار	-۰/۲۶**	-۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۱۹**	۱			
سبک هیجان‌مدار	۰/۰۸	۰/۲۴**	۰/۲۵**	۰/۱۵**	۰/۰۷	۱		
سبک اجتنابی	-۰/۱۲*	۰/۰۴	۰/۰۴	-۰/۱۷**	-۰/۲۲**	۰/۲۷**	۱	
اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی	۰/۳۲**	۰/۱۲*	۰/۲۱**	۰/۲۵**	-۰/۳۲**	۰/۲۷**	۰/۱۷**	۱

نتایج این جدول حاکی از آن است که همه ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش معنادار هستند ($p < 0/05$). جدول ۳ شاخص‌های برازندگی مدل پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل اولیه و اصلاح شده پژوهش

شاخص‌ها	X ²	DF	X ² /df	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	PCLOSE
مدل اولیه	۷۲/۱۰	۹	۸/۱۲	۰/۹۴	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۱۵	۰/۰۰۰۱
مدل اصلاح شده	۴۰/۵۵	۱۵	۲/۷۰	۰/۹۶	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۰۷	۰/۰۶۲
معیار پذیرش			≤ 5	≥ 0/9	≥ 0/9	≥ 0/9	≤ 0/08	≥ 0/05

نتایج برازش مدل اولیه و مدل اصلاح شده در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج حاکی از برازش مناسب مدل پژوهش است.



شکل ۱. مدل اصلاح شده رابطه صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی با نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای

جدول ۴. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل مدل پژوهش

اثر کل	معنا داری	آماره C.R.	ضریب اثر β	متغیرهای پژوهش
۰/۲۸	۰/۰۰۰۱	۴/۷۶	* ۰/۲۴	ماکیاولیسم - اعتیاد به شبکه اجتماعی مجازی
۰/۱۸	۰/۰۰۴	۲/۸۶	** ۰/۱۴	خودشیفتگی - اعتیاد به شبکه اجتماعی مجازی
-۰/۲۴	۰/۰۰۰۱	-۴/۲۷	* -۰/۲۴	ماکیاولیسم - سبک مسئله‌مدار
-۰/۱۵	۰/۰۰۵	-۲/۷۸	-۰/۱۵	سادیسیم - سبک مسئله‌مدار
۰/۲۰	۰/۰۰۰۱	۳/۸۳	** ۰/۲۰	جامعه‌ستیزی - سبک هیجان‌مدار
۰/۲۲	۰/۰۰۰۱	۴/۲۸	** ۰/۲۲	خودشیفتگی - سبک هیجان‌مدار
-۰/۱۵	۰/۰۰۴	-۲/۸۹	** -۰/۱۵	ماکیاولیسم - سبک اجتنابی
۰/۱۷	۰/۰۰۲	۳/۱۷	** ۰/۱۷	سادیسیم - سبک اجتنابی
-۰/۳۱	۰/۰۰۰۱	-۶/۰۶	* -۰/۳۱	سبک مسئله‌مدار - اعتیاد به شبکه مجازی
۰/۱۵	۰/۰۰۳	۲/۹۲	** ۰/۱۵	سبک هیجان‌مدار - اعتیاد به شبکه مجازی
۰/۲۲	۰/۰۰۰۱	۴/۲۹	** ۰/۲۲	سبک اجتنابی - اعتیاد به شبکه مجازی
-	۰/۰۳۷	-	** ۰/۰۴	ماکیاولیسم - مسئله‌مدار - اعتیاد به شبکه مجازی
-	۰/۰۴۳	-	** -۰/۰۴	ماکیاولیسم - اجتنابی - اعتیاد به شبکه مجازی
	۰/۰۱۴	-	** ۰/۰۳	جامعه‌ستیزی - هیجان‌مدار - اعتیاد به شبکه مجازی
	۰/۰۱۹	-	** ۰/۰۳	خودشیفتگی - هیجان‌مدار - اعتیاد به شبکه مجازی
	۰/۰۰۳	-	** ۰/۰۸	سادیسیم - اجتنابی - اعتیاد به شبکه مجازی
	۰/۰۸			R^2 سبک مسئله‌مدار
	۰/۰۹			R^2 سبک هیجان‌مدار
	۰/۰۵			R^2 سبک اجتنابی
	۰/۲۷			R^2 اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی

$p < ۰/۰۰۰۱$ ** $p < ۰/۰۵$

با توجه به شکل ۱ و جدول ۴ از بین صفات تاریک شخصیت، ماکیاولیسم و خودشیفتگی اثر مستقیم و معناداری بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی دارند. همچنین ماکیاولیسم بر سبک مسئله‌مدار و بر سبک اجتنابی اثر مستقیم و معنادار؛ صفات جامعه‌ستیزی و خودشیفتگی بر سبک هیجان‌مدار؛ و نیز صفت سادیسیم بر سبک اجتنابی از نظر آماری معنادار بودند. سبک مقابله مسئله‌مدار، سبک هیجان‌مدار و سبک اجتنابی بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی اثر مستقیم دارند. اثر غیرمستقیم ماکیاولیسم بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی از طریق سبک مسئله‌مدار به صورت مثبت و معنادار و از طریق سبک اجتنابی به صورت منفی و معنادار بود. همچنین، اثر غیرمستقیم جامعه‌ستیزی و خودشیفتگی بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی نیز به طور مثبت و معنادار مشاهده شد. اثر غیرمستقیم سادیسیم بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی از طریق سبک مسئله‌مدار و همچنین از طریق سبک اجتنابی به طور مثبت و معنادار بود. به طور کلی، صفات تاریک شخصیت قادر به پیش بینی ۸/۲ درصد از تغییرات سبک مسئله‌مدار، ۹/۵ درصد از تغییرات هیجان‌مدار و ۵/۶ درصد از تغییرات سبک اجتنابی بودند. همچنین صفات تاریک شخصیت به همراه سبک‌های مقابله‌ای قادر به پیش بینی ۲۷/۱ درصد از تغییرات اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی بودند.

● بحث

یافته‌های پژوهش نشان داد که از میان صفات تاریک شخصیت، ماکیاولیسم و خودشیفتگی اثر مستقیم، مثبت و معناداری بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی دارند. این یافته با بخشی از نتایج پژوهش‌های توران و همکاران (۲۰۲۴)، لتی و همکاران (۲۰۲۳) و دمیرجی‌اوغلی و گونجو - کوسه (۲۰۲۳) همسو است. در تبیین این نتیجه می‌توان مطرح کرد که صفات ماکیاولیسم و خودشیفتگی به دلیل همخوانی بالایی که با سازوکارهای تقویت‌کننده در شبکه‌های اجتماعی دارند، زمینه‌ساز استفاده افراطی و وابستگی به این فضاها می‌شوند. افراد خودشیفته، به دلیل نیاز مداوم به تأیید، تحسین و توجه دیگران، از امکاناتی مانند لایک، کامنت و باز نشر برای تقویت احساس ارزش‌مندی خود بهره می‌برند و این چرخه دریافت بازخورد مثبت، آنها را به استفاده مکرر و کنترل‌نشده از شبکه‌های اجتماعی سوق می‌دهد (گوجکویچ و همکاران، ۲۰۲۲). درمقابل، افراد دارای ویژگی‌های ماکیاولیستی، از شبکه‌های اجتماعی به عنوان ابزاری برای

کنترل، دستکاری و بهره‌کشی از دیگران استفاده می‌کنند و با ارائه‌گریزی محتوای تلاش می‌کنند اعتماد و توجه مخاطبان را جلب کرده و منافع شخصی خود را تأمین کنند (بیولیک، ۲۰۲۵).

یافته‌های پژوهش همچنین نشان داد که صفات تاریک شخصیت با سبک‌های مقابله‌ای الگوهای متفاوتی دارند؛ به‌گونه‌ای که ماکیاولیسم بر سبک‌های مقابله مسئله‌مدار و اجتنابی، جامعه‌ستیزی و خودشیفتگی بر سبک مقابله هیجان‌مدار و صفت سادیسم بر سبک مقابله اجتنابی اثر مستقیم و معنادار داشتند. این نتایج نشان می‌دهد که صفات ماکیاولیسم و سادیسم با کاهش گرایش به مقابله مسئله‌مدار همراه هستند، درحالی‌که جامعه‌ستیزی و خودشیفتگی با افزایش استفاده از راهبردهای هیجان‌مدار ارتباط دارند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های نجارپور استادی و رضازاده (۱۴۰۳)، ژیا و همکاران (۲۰۲۳)، براجکویچ و همکاران (۲۰۲۲) و مالهوترا (۲۰۲۰) همسو است. در تبیین این یافته می‌توان بیان کرد که افراد ماکیاولیست، به‌دلیل تمایل به حفظ کنترل و اجتناب از آسیب‌پذیری، معمولاً از مواجهه مستقیم با مشکلات پرهیز کرده و به‌جای حل فعالانه مسئله، از راهبردهای اجتنابی استفاده می‌کنند. افراد دارای ویژگی‌های سادیسمی نیز، به‌دلیل الگوهای بین‌فردی ناسازگار و لذت از سلطه یا رنج دیگران، کمتر به دنبال راه‌حل‌های سازنده بوده و بیشتر به راهبردهای غیرمستقیم و اجتنابی متوسل می‌شوند (لوبستال و همکاران، ۲۰۲۳). در همین راستا، افراد خودشیفته و جامعه‌ستیز نیز به‌دلیل ضعف در پذیرش مسئولیت و تنظیم هیجان، بیشتر از سبک‌های هیجان‌مدار برای کاهش تنش‌های روانی خود استفاده می‌کنند.

یافته‌های دیگر پژوهش نشان داد که سبک مقابله مسئله‌مدار به‌صورت منفی و سبک‌های هیجان‌مدار و اجتنابی به‌صورت مثبت بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی اثر مستقیم دارند. این نتایج با یافته‌های جوکار و همکاران (۱۴۰۱) و چنگ و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد. در تبیین این رابطه می‌توان گفت سبک‌های مقابله‌ای نقش مهمی در نحوه مدیریت استرس و فشارهای روانی ایفا می‌کنند. مقابله مسئله‌مدار با تمرکز بر شناسایی منبع مشکل و یافتن راه‌حل‌های عملی، نیاز به گریز از واقعیت و پناه بردن به فضای مجازی را کاهش می‌دهد (یلدیریم دمیردوغان و همکاران، ۲۰۲۴). درمقابل، مقابله هیجان‌مدار و اجتنابی، با تمرکز بر کاهش موقت هیجان‌های منفی یا اجتناب از مواجهه با مشکلات، شبکه‌های اجتماعی را به ابزاری برای تنظیم هیجان و فرار از واقعیت تبدیل می‌کنند که این امر می‌تواند به وابستگی و اعتیاد منجر شود (چنگ و همکاران، ۲۰۲۳).

بررسی اثرات غیرمستقیم نشان داد که ماکیاولیسم از طریق سبک‌های مقابله‌ای بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی اثرگذار است. به‌طور مشخص، کاهش استفاده از سبک مقابله مسئله‌مدار و افزایش گرایش به سبک اجتنابی، نقش میانجی در رابطه بین ماکیاولیسم و اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی ایفا می‌کنند. این یافته با نتایج توران و همکاران (۲۰۲۴)، لئی و همکاران (۲۰۲۳)، چنگ و همکاران (۲۰۲۳) و براجکویچ و همکاران (۲۰۲۲) همسو است. به‌نظر می‌رسد تمایل افراد ماکیاولیست به فریبکاری، کنترل و نفع شخصی، الگوهای مقابله‌ای ناکارآمد را تقویت کرده و از این طریق وابستگی به شبکه‌های اجتماعی را افزایش می‌دهد.

همچنین اثر غیرمستقیم جامعه‌ستیزی و خودشیفتگی بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی از طریق سبک مقابله هیجان‌مدار به‌صورت مثبت و معنادار مشاهده شد. این یافته‌ها با پژوهش‌های دمیرجی‌اوغلی و گونجو-کوسه (۲۰۲۳) و توران و همکاران (۲۰۲۴) همخوانی دارد. افراد دارای این صفات، به‌دلیل نیاز شدید به توجه و تأیید اجتماعی، برای کاهش اضطراب و تنش‌های هیجانی خود به راهبردهای هیجان‌مدار متوسل می‌شوند و شبکه‌های اجتماعی مجازی بستری مناسب برای ارضای این نیازها فراهم می‌آورد.

درنهایت، اثر غیرمستقیم سادیسم از طریق سبک‌های مقابله مسئله‌مدار و اجتنابی بر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی مثبت و معنادار بود. این یافته با نتایج ژیا و همکاران (۲۰۲۳)، براجکویچ و همکاران (۲۰۲۲)، مالهوترا (۲۰۲۰) و یلدیریم دمیردوغان و همکاران (۲۰۲۴) همسو است. افراد دارای ویژگی‌های سادیسمی، به‌دلیل الگوهای بین‌فردی ناسازگار و گرایش به رفتارهای مخرب، کمتر از راهبردهای حل مسئله استفاده کرده و بیشتر به شبکه‌های اجتماعی به‌عنوان فضایی برای تخلیه هیجانی، اجتناب از مشکلات و کسب نوعی احساس کنترل روی می‌آورند.

• نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد صفات تاریک شخصیت، به‌ویژه ماکیاولیسم، خودشیفتگی و سادیسم، از طریق راهبردهای مقابله‌ای ناکارآمد می‌توانند خطر اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی را افزایش دهند. با توجه به نقش میانجی سبک‌های مقابله‌ای، مداخلات

آموزشی و درمانی با تمرکز بر تقویت مهارت‌های مقابله مسئله‌مدار و کاهش راهبردهای اجتنابی و هیجان‌مدار می‌تواند در پیشگیری و کاهش این نوع اعتیاد مؤثر باشد. از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به استفاده از ابزارهای خودگزارشی اشاره کرد؛ لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی از روش‌های چندمنبعی برای افزایش دقت نتایج استفاده شود.

• تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافی بین نویسندگان وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی شرکت‌کنندگان پژوهش و کسانی که در مراحل مختلف یاری‌گر اجرای مطالعه بودند، صمیمانه سپاسگزاری می‌گردد.

• منابع

- تسنیمی، مهشید، دبیری، سولماز و حسینی‌المدنی، سیدعلی (۱۴۰۴). مدل ساختاری پیش‌بینی اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی براساس صفات شخصیت: نقش میانجی‌گر خود تنظیمی، *مجله روان‌شناسی*، ۲۹ (۱)، ۱۳۵-۱۲۵. <http://iranapsy.ir/Article/49031/FullText>
- جوکار، مهران، کرمی، جهانگیر، مومنی، خدامراد. (۱۴۰۱). آزمون مدل اعتیاد به اینترنت براساس جنبه‌های آسیب‌شناسی روانی، شخصیتی و شناخت اجتماعی با میانجی‌گری راهبردهای مقابله‌ای و انتظارات استفاده از اینترنت. *مجله علوم روانشناختی*، ۲۱ (۱۱۸)، ۲۰۲۰-۲۰۰۳. [doi:10.52547/JPS.21.118.2003](https://doi.org/10.52547/JPS.21.118.2003)
- صادق زاده، رقیه، احدی، حسن، درتاج، فریبرز و منشی، غلامرضا. (۱۳۹۷). ساخت و بررسی ویژگی‌های روانسنجی پرسشنامه اعتیاد به شبکه‌های اجتماعی مجازی در نوجوانان. *فصلنامه مطالعات اندازه‌گیری و ارزشیابی آموزشی*، ۸ (۲۴)، ۲۶۴-۲۳۵. <http://iresearch.sanjesh.org/article/34189.html>
- فرهادی، مهران، محقق، حسین، عبدالهی مقدم، مریم و حسونند، فضل‌اله. (۱۳۹۵). طراحی مدلی برای تبیین شادکامی بر اساس سبک‌های مقابله با استرس و تاب‌آوری روان‌شناختی در دانشجویان دانشگاه فرهنگیان استان همدان. *فصلنامه روان‌شناسی تربیتی*، ۱۲ (۴۱)، ۱۶۳-۱۸۴. [doi:10.22054/jep.2016.7045](https://doi.org/10.22054/jep.2016.7045)
- قریشی، راد فخرالسادات. (۱۳۸۸). اعتباریابی مقیاس مقابله با موقعیت‌های استرس‌زای اندلر و پارکر. *مجله علوم رفتاری*، ۶ (۱)، ۱۶-۱. https://www.behavsci.ir/article_67661_8fc656cbb8e0df9f9eb800d4471896d3.pdf
- نجم‌پور استادی، سعید و رضازاده روزین (۱۴۰۳). پیش‌بینی آسیب‌پذیری روان‌شناختی دانشجویان براساس صفات تاریک شخصیت و اعتیاد به فضای مجازی، *مجله روان‌شناسی*، ۲۸ (۴)، ۴۹۵-۴۸۶. <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/46500>
- یوسفی، رحیم و ایمان زاد، آيسان. (۱۳۹۷). اعتباریابی مدل صفات چهارگانه تاریک شخصیت. *مجله روانپزشکی و روان‌شناسی ایران*، ۲۴ (۲)، ۳۰۱-۱۹۰. [doi: 10.32598/ijpcp.24.2.190](https://doi.org/10.32598/ijpcp.24.2.190)
- یوسفی، رحیم، فرزانه، الهام و شالچی، بهزاد (۱۴۰۳). اعتباریابی متقاطع الگوی صفات ۹ گانه تاریک شخصیت: ۹ گانه‌های شوم، *مجله روان‌شناسی*، ۲۸ (۱)، ۴۴-۳۳. <http://www.iranapsy.ir/Article/44679/FullText>
- Barberis, N., Sanchez-Ruiz, M. J., Cannavò, M., Calaresi, D., & Verrastro, V. (2023). The dark triad and trait emotional intelligence as predictors of problematic social media use and engagement: the mediating role of the fear of missing out. *Clinical neuropsychiatry*, 20(2), 129-140. [doi:10.36131/cnfioritieditore20230205](https://doi.org/10.36131/cnfioritieditore20230205)
- Bekiari, A., & Spanou, K. (2017). Machiavellianism in universities: Perceiving exploitation in student networks. *Social Networking*, 7(01), 19-31. [doi:10.4236/sn.2018.71002](https://doi.org/10.4236/sn.2018.71002)
- Biulik, E. (2025). Different shades of narcissism at work: The relationships of narcissism dimensions with work-related outcomes. *Personality and Individual Differences*, 233, 112943. [doi:10.1016/j.paid.2024.112943](https://doi.org/10.1016/j.paid.2024.112943)
- Brajković, L., Jelinčić, K., & Kopilaš, V. (2022). Relationship between dark triad, coping styles, sensation seeking and substance use among youth. *The Open Psychology Journal*, 15(1). [doi:10.2174/18743501-v15-e2210120](https://doi.org/10.2174/18743501-v15-e2210120)
- Cheng, C., Sun, P., & Mak, K. K. (2015). Internet addiction and psychosocial maladjustment: Avoidant coping and coping inflexibility as psychological mechanisms. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 18(9), 539-546. [doi: 10.1089/cyber.2015.0121](https://doi.org/10.1089/cyber.2015.0121)
- Cheng, M., Wang, S., Wang, Y., Zhang, R., & Qin, L. (2023). Physical activity reduces internet addiction among “post-00” college students: The mediating role of coping styles. *Frontiers in Psychology*, 13, 1052510. [doi:10.3389/fpsyg.2022.1052510](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1052510)

- Demircioğlu, Z. I., & Göncü-Köse, A. (2023). Antecedents of problematic social media use and cyberbullying among adolescents: attachment, the dark triad and rejection sensitivity. *Current Psychology*, 42(35), 31091-31109. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-04127-2>
- Endler, N. S., & Parker, J. D. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(5), 844–854. [doi:10.1037/0022-3514.58.5.844](https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.5.844)
- Favieri, F., Forte, G., Savastano, M., & Casagrande, M. (2024). Validation of the brief screening of Social Network Addiction Risk. *Acta Psychologica*, 247, 104323. [doi: 10.1016/j.actpsy.2024.104323](https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104323)
- Gojković, V., Dostanić, J. S., & Đurić, V. (2022). Structure of darkness: The Dark Triad, the ‘dark’ empathy and the ‘dark’ narcissism. *Primenjena psihologija*, 15(2), 237-268. [doi:10.19090/pp.v15i2.2380](https://doi.org/10.19090/pp.v15i2.2380)
- Hua, Y., Wang, W., Shi, J., Wang, H., Xu, K., Shi, G., ... & Lu, C. (2023). Childhood trauma and internet addiction among Chinese adolescents: The mediating role of coping styles. *Current Psychology*, 42(19), 16507-16517. [doi:10.1007/s12144-022-02862-0](https://doi.org/10.1007/s12144-022-02862-0)
- Isbulan, O., Cam, E., & Griffiths, M. D. (2024). The mediating effect of social network identity management on the relationship between personality traits and social media addiction among pre-service teachers. *BMC psychology*, 12(1), 146-157. [doi:10.1186/s40359-024-01653-5](https://doi.org/10.1186/s40359-024-01653-5)
- Lei, H., Cheong, C. M., Li, S., & Lu, M. (2018). The relationship between coping style and internet addiction among mainland Chinese students: A meta-analysis. *Psychiatry Research*, 270, 831–841. [doi: 10.1016/j.psychres.2018.10.079](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.10.079)
- Leite, Â., Cardoso, S., & Monteiro, A. P. (2023). Dark personality traits and online behaviors: Portuguese versions of cyberstalking, online harassment, flaming and trolling scales. *International journal of environmental research and public health*, 20(12), 6136. [doi:10.3390/ijerph20126136](https://doi.org/10.3390/ijerph20126136)
- Lervik-Olsen, L., Andreassen, T. W., & Fennis, B. M. (2024). When enough is not enough: behavioral and motivational paths to compulsive social media consumption? *European Journal of Marketing*, 58(2), 519-547. [doi:10.1108/EJM-12-2022-0898](https://doi.org/10.1108/EJM-12-2022-0898)
- Lobbestael, J., Slaoui, G., & Gollwitzer, M. (2023). Sadism and personality disorders. *Current psychiatry reports*, 25(11), 569-576. [doi: 10.1007/s11920-023-01466-0](https://doi.org/10.1007/s11920-023-01466-0)
- Malhotra, A. (2020). Dark personality, forgiveness and coping styles among military officials and civilians. *International Journal of Indian Psychology*, 8(2). [doi: 10.25215/0802.025](https://doi.org/10.25215/0802.025)
- Pabian, S., & Vandebosch, H. (2023). The Dark Tetrad, online moral disengagement, and online aggression perpetration among adults. *Telematics and Informatics Reports*, 11, 100089. [Doi:10.1016/j.teler.2023.100089](https://doi.org/10.1016/j.teler.2023.100089)
- Piko, B. F., Krajczár, S. K., & Kiss, H. (2024). Social Media Addiction, Personality Factors and Fear of Negative Evaluation in a Sample of Young Adults. *Youth*, 4(1), 357-368. [doi:10.3390/youth4010025](https://doi.org/10.3390/youth4010025)
- Rodrigues, F., Morouço, P., & Santos, T. (2023). Testing the associations between coping, mental health, and satisfaction with life in Portuguese workers. *European journal of investigation in health, psychology and education*, 13(7), 1245-1256. [doi:10.3390/ejihpe13070092](https://doi.org/10.3390/ejihpe13070092)
- Tang, W. Y., Reer, F., & Quandt, T. (2022). The interplay of the Dark Triad and social media use motives to social media disorder. *Personality and Individual Differences*, 187, 111402. [doi:10.1016/j.paid.2021.111402](https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111402)
- Tanhan, F., Özok, H. İ., Kaya, A., & Yıldırım, M. (2024). Mediating and moderating effects of cognitive flexibility in the relationship between social media addiction and phubbing. *Current Psychology*, 43(1), 192-203. [doi: 10.1007/s12144-023-04242-8](https://doi.org/10.1007/s12144-023-04242-8)
- Thiagarajan, S., Venkatachalam, Y., & Sebastian, K. (2017). What’s feeding your monster? A look at narcissistic tendency and low self-esteem as driving forces behind the growth of social media dependency. *Int. J. Indian Psychol*, 4, 80-88. [doi:10.25215/0403.029](https://doi.org/10.25215/0403.029)
- Tullett-Prado, D., Doley, J. R., Zarate, D., Gomez, R., & Stavropoulos, V. (2023). Conceptualizing social media addiction: a longitudinal network analysis of social media addiction symptoms and their relationships with psychological distress in a community sample of adults. *BMC psychiatry*, 23(1), 509-537. [doi:10.1186/s12888-023-04985-5](https://doi.org/10.1186/s12888-023-04985-5)
- Turan, M. E., Adam, F., Kaya, A., & Yıldırım, M. (2024). The mediating role of the dark personality triad in the relationship between ostracism and social media addiction in adolescents. *Education and Information Technologies*, 29(4), 3885-3901. [doi:10.1007/s10639-023-12002-1](https://doi.org/10.1007/s10639-023-12002-1)
- Wang, X., Ding, T., Lai, X., Yang, C., & Luo, J. (2023). Relationship among psychological capital, coping style and anxiety of Chinese college students. *Rivista di psichiatria*, 22, 3233–3243. [doi:10.1007/s11469-023-01045-7](https://doi.org/10.1007/s11469-023-01045-7)
- Wu, S., Xu, Z., Zhang, Y., & Liu, X. (2019). Relationship among psychological capital, coping style and anxiety of Chinese college students. *Rivista di psichiatria*, 54(6), 264-268. [doi: 10.1708/3281.32545](https://doi.org/10.1708/3281.32545)
- Xia, F., Liu, M., & Liu, T. (2023). The role of coping styles in mediating the dark triad and bullying: an analysis of gender difference. *Behavioral Sciences*, 13(7), 532-544. [doi:10.3390/bs13070532](https://doi.org/10.3390/bs13070532)
- Yıldırım, M., Öztürk, A., & Solmaz, F. (2023). Fear of COVID-19 and sleep problems in Turkish young adults: Mediating roles of happiness and problematic social networking sites use. *Psihologija*, 56(4), 497-515. [doi:10.2298/PSI220412027Y](https://doi.org/10.2298/PSI220412027Y)

رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن و بی‌ثباتی ازدواج: نقش میانجی هم‌وابستگی و تحریف شناختی The Relationship between Insecure Attachment Styles and Marital Instability: The Mediating Role of Codependence and Cognitive Distortion

Zahra Naderi-Nobandegani, PhD[✉]
Negin Baghaei, MSc
Raziyeh Sadat Ahmadi, MSc

زهرنا نادرینوبندگانی^۱
نگین بقایی^۲
راضیه سادات احمدی^۳

Abstract

Marriage, as an important decision to form a family, can move towards disintegration and instability under the influence of various factors. Due to the importance of this issue, the aim of this study was to investigate the mediating role of codependency and cognitive distortions in the relationship between insecure attachment styles and marital instability in married individuals. The method of this study was correlation using path analysis. The research population included all married individuals in Yazd in 1400, from which 270 married individuals (207 women and 63 men) were selected by convenience sampling and participated in the study by completing the Marital Instability Questionnaire (Edwards, Johnson, & Booth, 1987), the Adult Attachment Style Questionnaire (Collins & Reed, 1994), the Holyoke Codependency Scale (Deer & Roberts, 2000), and the Cognitive Distortions Questionnaire (Abdollahzadeh & Salar, 2010). The data were analyzed using Amos 24 and SPSS 23 software. The findings showed that the direct path of avoidant attachment style to cognitive distortion and cognitive distortion to marital instability was insignificant, and the path of anxious attachment style to cognitive distortion ($\beta = -0.23$, $p < 0.001$), the path of anxious attachment style to codependency ($\beta = 0.43$, $p < 0.001$) and marital instability ($\beta = 0.26$, $p < 0.001$), the path of avoidant attachment style to codependency ($\beta = 0.16$, $p < 0.007$) and codependency to marital instability ($\beta = 0.19$, $p < 0.01$) was significant, and the path of codependency to cognitive distortion ($\beta = 0.47$, $p < 0.001$) was also significant. Therefore, it can be concluded that the codependency construct in people with avoidant and anxious attachment styles is an effective factor in the instability of their marital relationship, and it is necessary for couples and couple therapists to pay sufficient attention to this issue.

Keywords: Attachment Styles, Marital Instability, Cognitive Distortion, Codependency.

چکیده

ازدواج به‌عنوان یک تصمیم مهم در جهت تشکیل خانواده می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلف به‌سمت از هم‌پاشیدگی و بی‌ثباتی حرکت کند. به‌واسطه اهمیت این موضوع هدف این پژوهش تعیین نقش میانجی هم‌وابستگی و تحریف شناختی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن و بی‌ثباتی ازدواج در افراد متأهل بود. روش این پژوهش همبستگی با استفاده از تحلیل مسیر بود. جامعه پژوهش شامل تمام افراد متأهل شهر یزد در سال ۱۴۰۰ بودند که از میان آنها ۲۷۰ فرد متأهل (۲۰۷ زن و ۶۳ مرد) به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و با تکمیل شاخص بی‌ثباتی ازدواج (ادواردز و همکاران، ۱۹۸۷)، مقیاس سبک‌دلبستگی بزرگسال (کولینز و رید، ۱۹۹۴)، شاخص هم‌وابستگی هالیوک (دیر و رابرتس، ۲۰۰۰) و پرسشنامه تحریف‌های شناختی (عبدالله‌زاده و سالار، ۱۳۸۹) در پژوهش شرکت کردند. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای Amos 24 و SPSS 23 تجزیه و تحلیل شدند. یافته‌ها نشان دادند، مسیر مستقیم سبک دلبستگی اجتنابی به تحریف شناختی و تحریف شناختی به بی‌ثباتی ازدواج غیرمعنادار و مسیر سبک دلبستگی اضطرابی به تحریف شناختی ($\beta = -0.23$, $p < 0.001$)، مسیر سبک دلبستگی اضطرابی به هم‌وابستگی ($\beta = 0.43$, $p < 0.001$) و بی‌ثباتی ازدواج ($\beta = 0.26$, $p < 0.001$)، مسیر سبک دلبستگی اجتنابی به هم‌وابستگی ($\beta = 0.16$, $p < 0.007$) و هم‌وابستگی به بی‌ثباتی ازدواج ($\beta = 0.19$, $p < 0.01$) معنادار و همچنین مسیر هم‌وابستگی به تحریف شناختی ($\beta = 0.47$, $p < 0.001$) نیز معنادار بود. می‌توان نتیجه گرفت، سازه هم‌وابستگی در افرادی که دارای سبک‌دلبستگی اجتنابی و اضطرابی هستند عاملی مؤثر در بی‌ثبات‌شدن رابطه زوجی آنها است و لازم است زوجین و همچنین زوج‌درمانگران به این مهم توجه کافی داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: سبک‌های دلبستگی، بی‌ثباتی ازدواج، تحریف شناختی، هم‌وابستگی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۱/۲۹ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه یزد، یزد، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

۳. مشاور واحد آموزشی، اصفهان، ایران.

● مقدمه

بی‌ثباتی زناشویی به‌عنوان یک نگرانی فزاینده در جامعه معاصر، ارتباط مستقیمی با جدایی و طلاق دارد (مالکاهی و همکاران، ۲۰۲۱) و می‌تواند به مراتب استرس‌زاتر از نارضایتی زناشویی باشد (کروتزر و همکاران، ۲۰۱۶). این سازه تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله عوامل درون‌فردی و بین‌فردی قرار دارد که از مهم‌ترین آنها، دل‌بستگی است. واکنش‌های افراد به موقعیت‌ها می‌تواند به سبک دل‌بستگی آنها ارتباط داشته باشد. سازه دل‌بستگی برای نخستین بار توسط بالبی (۱۹۶۹) معرفی شد و به‌عنوان پیوند عاطفی بین افراد شناخته می‌شود، به‌طوری‌که هر فرد برای برطرف کردن نیازهای اساسی و عاطفی خود به دیگری تکیه می‌کند. در این راستا، شخصی که به او تعلق خاطر احساس می‌شود، می‌تواند در موقعیت‌های استرس‌زا آرامش‌بخش باشد.

سبک‌های دل‌بستگی شیوه‌های عمیق تعامل اجتماعی هستند و عمدتاً به دو دسته ایمن و نایمن تقسیم می‌شوند (کرون و همکاران، ۲۰۱۹ و شهزاد و همکاران، ۲۰۲۴). نمود این سبک‌ها در دوره بزرگسالی با دوران کودکی متفاوت است. میکولینسر و شیور (۲۰۱۶) معتقدند که زوج‌های دارای سبک دل‌بستگی ایمن از طریق پاسخ‌دهی قابل اعتماد و به‌موقع و کاهش پریشانی در زمان‌های آشفتگی، اعتماد تدریجی به یکدیگر پیدا می‌کنند و نسبت به یکدیگر وابسته‌تر می‌شوند (اورال و همکاران، ۲۰۲۲). درمقابل، به‌نظر می‌رسد زوج‌هایی با سبک دل‌بستگی نایمن با کمبود اعتماد، اجتناب از رابطه، تردید و تعارض و سردرگمی زیاد در حل مشکلات مواجه هستند (عبدل‌گابری و همکاران، ۲۰۲۵).

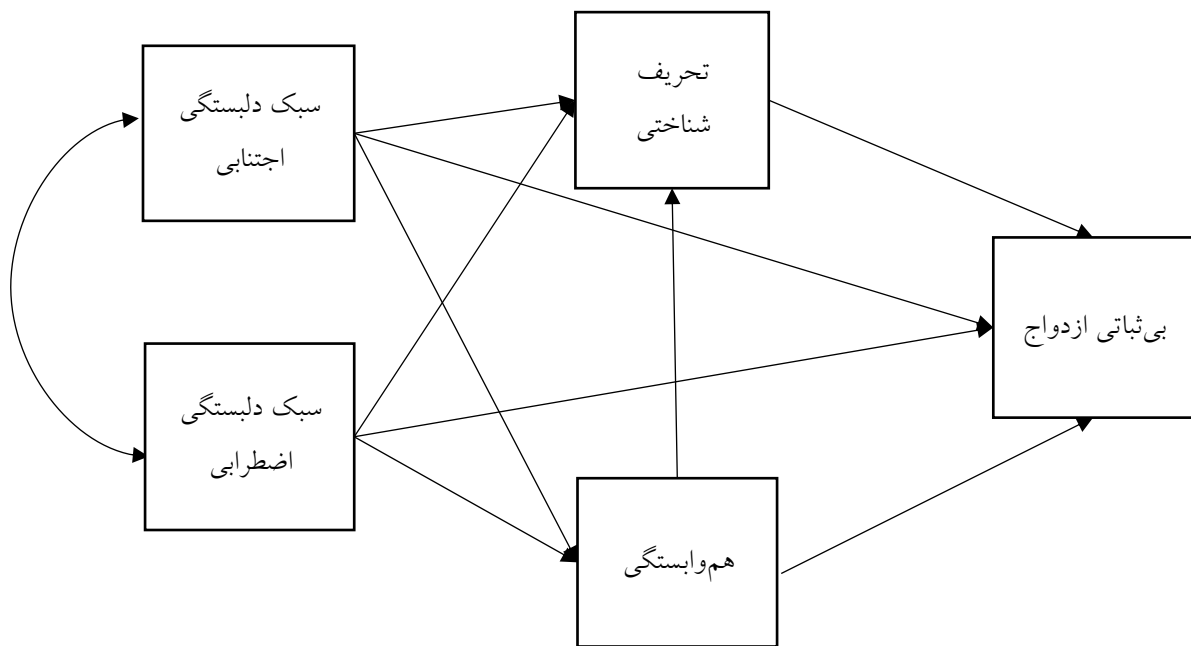
هازن و شیور (۱۹۸۷) دو سبک دل‌بستگی نایمن، یعنی اضطرابی و اجتنابی را معرفی کردند. در افراد دارای سبک دل‌بستگی اضطرابی، ترس از طردشدن و نیاز به اطمینان‌جویی از شریک عاطفی به وضوح مشهود است. این نیازها معمولاً در زمان تهدید پیوند زناشویی به‌وسیله رویدادهای جاری فعال می‌شوند (سیمسون و رولز، ۲۰۱۷). از سوی دیگر، افراد با سبک دل‌بستگی اجتنابی به شرکای خود اعتماد ندارند و از تکیه به آنها برای عشق و حمایت احساس راحتی نمی‌کنند و به‌طور معمول تلاش می‌کنند نیازهای دل‌بستگی خود را سرکوب و محدود کنند (اورال و همکاران، ۲۰۲۲). علاوه‌بر تأکیدهای نظریه‌های دل‌بستگی، نتایج پژوهش‌های تجربی نیز نشان‌دهنده ارتباط معنادار بین سبک دل‌بستگی و روابط زناشویی هستند (فخری و همکاران، ۱۳۹۷؛ چیس و همکاران، ۲۰۲۲؛ اجسی و جنکوز، ۲۰۱۱؛ بانسی، ۲۰۰۴)، به‌علاوه، نتایج پژوهش کنیز و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که سبک‌های دل‌بستگی نایمن (اضطرابی و اجتنابی) اثرات منفی بر روابط عاشقانه دارند؛ با این حال، دل‌بستگی اضطرابی به‌طور خاص با کیفیت پایین‌تری در روابط عاشقانه همراه است.

تحریف‌های شناختی نیز از دیگر عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی ازدواج به‌شمار می‌روند. بی‌ثباتی ازدواج در سه حالت شناختی، عاطفی و رفتاری تجلی می‌یابد و معمولاً ابتدا به‌صورت افکار مربوط به جدایی یا ذهنیت طلاق خود را نشان می‌دهد. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که متغیرهای شناختی در مرحله اول بر استحکام ازدواج تأثیر بگذارند و به‌طور مؤثرتری در چرخه تولید بی‌ثباتی ازدواج وارد شوند و آن را تحت تأثیر قرار دهند. به‌عبارت دیگر، تغییرات در الگوهای تفکر و برداشت‌های شناختی می‌توانند به تضعیف پایه‌های ازدواج منجر شوند و زمینه‌ساز بی‌ثباتی و ناپایداری در روابط زناشویی و افکار منفی نسبت به خود و دیگران شود (ریحانی و همکاران، ۱۳۹۵؛ شیمشک و همکاران، ۲۰۲۱). درواقع اسنادها و جهت‌گیری‌های فکری که افراد نسبت به اتفاقات زندگی زناشویی دارند به تجربیات و شناخت‌های گذشته آنها برمی‌گردد و به‌عنوان مجموعه‌ای از شناخت‌ها روی کیفیت رابطه زناشویی تأثیر می‌گذارد (شیری و همکاران، ۱۴۰۳). لذا یکی از علل تعارض بین زوجین این است که هریک از طرفین تمایل دارند مطابق با ترجیحات خود به روشی خاص فکر و رفتار کنند و این انتظارات می‌تواند به سوءتفاهم، اختلاف نظر و ناامیدی در رابطه منجر شود (گویی، ۲۰۲۲). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که باورها و نگرش‌های ناکارآمد می‌توانند به تفسیر منفی موقعیت‌های خاص و کاهش رضایت زناشویی منجر شوند (پوراسماعیلی نجف‌آبادی، علی‌بیگی و اسکندرینیا، ۲۰۲۱؛ مهدوی و حاتمیان، ۱۳۹۷؛ غائبی‌پناه و کشاورزی، ۱۳۹۹؛ آیدین و آک‌گون، ۲۰۲۱؛ قاسمی و همکاران، ۲۰۲۱).

هم‌وابستگی نگرشی خاص و تا حد زیادی پایدار است که ادراک و رفتار فرد را در رابطه با دیگران تعیین می‌کند و نقش به‌سزایی در میزان رضایت از زندگی زوجین دارد (هپ و همکاران، ۲۰۲۲). هم‌وابستگی یکی از ویژگی‌های خانواده‌های ناکارآمد است که تحت تأثیر تجربه منفی ناشی از روابط ناسالم با افراد مهم شکل می‌گیرد (کلونا و همکاران، ۲۰۲۴) و با بی‌توجهی به خود و تمرکز بیش از حد

بر دیگران، ناتوانی در بیان صریح احساسات و کسب رضایت مطلوب از روابط با دیگران همراه است. این ویژگی‌ها می‌توانند به طیف وسیعی از مشکلات در روابط منجر شوند (اربن و همکاران، ۲۰۲۱ و دیر و همکاران، ۲۰۰۵). کاپلان (۲۰۲۳) دریافت که زنان با میزان هم‌وابستگی بالاتر دارای آسیب‌های روان‌شناختی بیشتری نظیر اضطراب، احساس تنهایی و افسردگی در روابط خود هستند. پژوهش‌ها همچنین نشان داده‌اند که بین هم‌وابستگی و سبک دلبستگی افراد، روابط معناداری وجود دارد. افراد با سبک‌های دلبستگی نایمن نسبت به افراد دارای سبک دلبستگی ایمن، هم‌وابستگی بالاتری را در رابطه عاطفی خود تجربه می‌کنند، به‌ویژه در افرادی که دارای سبک دلبستگی اضطرابی هستند (شاهپرونیان، ۲۰۲۲؛ چنج و بات، ۲۰۲۲). به‌علاوه، سبک‌های دلبستگی نایمن اجتنابی و نایمن دوسوگرا نیز رابطه مثبت معناداری با هم‌وابستگی نشان داده‌اند (فرشام و همکاران، ۱۳۹۳) و افراد دارای این سبک‌ها معمولاً رضایت کمتری از رابطه عاطفی خود دارند (کلینز، ۲۰۲۳).

به‌طور کلی در رابطه با مدل طراحی شده برای پژوهش حاضر می‌توان گفت براساس نظریه دلبستگی بالبی تجارب اولیه با مراقبان، الگوهای درونی خود و دیگران را شکل می‌دهد و در بزرگسالی به‌صورت سبک‌های دلبستگی نایمن بروز می‌کند (بالبی، ۱۹۸۰ و میکولینسر و شاور، ۲۰۰۷). این الگوهای دلبستگی نایمن، از طریق فعال‌سازی تحریف‌های شناختی - مانند ذهن‌خوانی، فاجعه‌سازی و تعمیم افراطی درباره خود، همسر و آینده رابطه - ادراک منفی‌تری از تعارض ایجاد می‌کنند و احتمال برداشت‌های بدبینانه از رفتار همسر و تضعیف احساس امنیت در ازدواج را افزایش می‌دهند (بک، ۱۹۷۶ و باکوم و همکاران، ۱۹۸۹). در چنین بستری، هم‌وابستگی به‌عنوان الگوی رابطه‌ای ناسازگار شکل می‌گیرد که در آن فرد مرزهای شخصی را نادیده گرفته، ارزشمندی خود را به تأیید همسر گره می‌زند و به‌جای تنظیم هیجان مستقل، به کنترل یا مراقبت افراطی از طرف مقابل روی می‌آورد (سرماک، ۱۹۸۶ و دیر و همکاران، ۲۰۰۴). ترکیب دلبستگی نایمن، تحریف‌های شناختی و هم‌وابستگی، با تضعیف اعتماد متقابل، کاهش تعهد و تقویت افکار مربوط به جدایی یا طلاق، ادراک بی‌ثباتی ازدواج را بالا می‌برد و فرد، ازدواج خود را به‌صورت رابطه‌ای پرخطر و در معرض گسست تجربه می‌کند (ویتون و همکاران، ۲۰۰۷ و بوث و همکاران، ۱۹۸۳)؛ روابط فرض‌شده در مدل پژوهش حاضر، همین زنجیره تأثیرات را از سبک‌های دلبستگی تا بی‌ثباتی ازدواج به‌صورت یکپارچه تبیین می‌کند. باید به این نکته مهم توجه داشت که اگرچه رابطه مستقیم دلبستگی و بی‌ثباتی مشخص شده، اما سازکارهای روانی و هیجانی مانند هم‌وابستگی و تحریف‌های شناختی که این رابطه را میانجی‌گری می‌کنند، کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند؛ بنابراین، این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا هم‌وابستگی و تحریف‌های شناختی می‌توانند در رابطه بین سبک‌های دلبستگی نایمن و بی‌ثباتی ازدواج نقش میانجی ایفا کنند؟



نمودار ۱. مدل مفهومی روابط بین متغیرهای پژوهش

• روش

روش اجرای پژوهش حاضر از نوع همبستگی و مبتن بر تحلیل مسیر بود. جامعه آماری شامل تمامی افراد متأهل شهر یزد در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰ بود. از این جامعه، براساس جدول کوکران ۲۷۰ نفر با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها، پرسشنامه‌ها از طریق لینکی که در فضای مجازی در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت، تکمیل گردید. معیارهای ورود به پژوهش شامل این موارد بود: متأهل بودن، زندگی مشترک زیر یک سقف با همسر، گذشتن حداقل یک‌سال از آغاز زندگی مشترک و تمایل به شرکت در پژوهش که این موارد در قالب توضیحات موجود در لینک ارسالی به شرکت‌کنندگان ارائه شد. معیارهای خروج نیز شامل: انصراف از همکاری و نبود تکمیل حداقل دو درصد از سؤالات هریک از پرسشنامه‌ها بود. روند اجرای پژوهش به این شکل بود که در لینک ارسالی، توضیحات لازم درباره هدف پژوهش، محرمانه بودن نتایج و شرایط لازم برای ورود به پژوهش ارائه شد. در نهایت از شرکت‌کنندگان خواسته شد در صورت تمایل، پرسشنامه‌ها را تکمیل کنند. برای تحلیل داده‌ها از روش‌های آمار توصیفی و استنباطی شامل همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر استفاده شد. تحلیل داده‌ها با کمک نرم‌افزارهای آماری SPSS 23 و AMOS 23 انجام گرفت.

• ابزارها

الف) شاخص بی‌ثباتی ازدواج (marital instability index-MII): شاخص بی‌ثباتی ازدواج یک ابزار ۱۴ ماده‌ای است که توسط ادواردز و همکاران (۱۹۸۷) برای ارزیابی نبود ثبات زناشویی و احتمال طلاق طراحی شده است. این شاخص با دو گزینه صفر (خیر) و یک (بله) نمره‌گذاری می‌شود. بنابراین نمرات این شاخص در دامنه ۰ تا ۱۴ قرار می‌گیرند. بر این اساس نمره پایین شاخص بی‌ثباتی ازدواج نشان‌دهنده ثبات بیشتر در زندگی زناشویی است، درحالی‌که نمره بالا بیانگر افزایش بی‌ثباتی است. روایی این شاخص در تحقیقات متعدد تأیید شده و همبستگی مثبت آن با مقیاس‌های مربوط به مشکلات و اختلافات زناشویی و همبستگی منفی آن با مقیاس‌های مرتبط با تعامل و خرسندی زناشویی مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین اعتبار این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۹۳ گزارش شده است (ثنائی، ۱۳۸۷).

ب) مقیاس سبک‌دلبستگی بزرگسال کولینز و رید (revised adult attachment scale- RAAS): برای سنجش سبک‌های دلبستگی، از مقیاس ۱۸ ماده‌ای سبک‌های دلبستگی کولینز و رید (۱۹۹۴) استفاده شد. این ابزار در یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۰ (کاملاً مخالفم) تا ۴ (کاملاً موافقم) قرار دارد. این ابزار شامل سه زیرمقیاس است: وابستگی (نشان‌دهنده میزان اطمینان و تکیه‌آزمودنی به دیگران)، نزدیکی (نشان‌دهنده میزان صمیمیت و نزدیکی عاطفی‌آزمودنی با دیگران) و اضطراب (نشان‌دهنده نگرانی فرد از طردشدن). به هر یک از زیرمقیاس‌ها ۶ ماده اختصاص یافته است. براساس نتایج به‌دست آمده، آزمودنی‌ها در یکی از سه گروه دارای سبک دلبستگی: ایمن، اضطرابی و اجتنابی قرار می‌گیرند. در این پژوهش، فقط از دو خرده‌مقیاس اضطرابی و اجتنابی استفاده شد و خرده‌مقیاس نزدیکی (ایمن) مورد محاسبه قرار نگرفت. در تحقیقات مختلف، ضریب اعتبار بازآزمایی این آزمون برای هر یک از سه زیرمقیاس نزدیکی، وابستگی و اضطراب به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۷۱ و ۰/۵۲ گزارش شده است (نانسی کولینز و استیون رید، ۱۹۹۰). کولینز و رید (۱۹۹۴) نشان دادند که زیرمقیاس‌های نزدیکی (C)، وابستگی (D) و اضطراب (A) در فاصله زمانی ۲ تا ۸ ماه پایدار مانده و آلفای کرونباخ در تمامی زیرمقیاس‌ها برابر یا بیشتر از ۰/۸۰ بوده است. در ایران نیز اعتبار با روش بازآزمون ۰/۹۵ و مقدار آلفای کرونباخ برای تمامی زیرمقیاس‌ها برابر یا بیشتر از ۰/۸۰ به‌دست آمد (پاکدامن، ۱۳۸۳). در این پژوهش، اعتبار با روش آلفای کرونباخ برای دلبستگی اضطرابی ۰/۸۰ و دلبستگی اجتنابی ۰/۶۲ به‌دست آمد.

ج) شاخص هم‌وابستگی هالیوک (Holyoake codependency index- HCI): شاخص هم‌وابستگی هالیوک اولین بار توسط دیر و رابرتس (۲۰۰۰) برای اندازه‌گیری ویژگی‌های هم‌وابستگی طراحی شد. این شاخص شامل ۱۳ ماده و ۳ زیرمقیاس از خودگذشتگی (تمایل به توجه به نیازهای دیگران بیش از نیازهای خود)، تمرکز بر خارج از خود (تمایل به توجه به نوع ادراک دیگران از خود و نیاز به تأیید دیگران) و واکنشگری (تمایل به واکنش به رفتارهای دیگران به‌جای عمل به شیوه خود) است. این شاخص در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۵ (کاملاً موافق) تا ۱ (کاملاً مخالف) قرار دارد. در پژوهش دیر (۲۰۰۴)، ضریب اعتبار آزمون به روش بازآزمایی برای هر

زیرمقیاس به‌ترتیب ۰/۷۶، ۰/۷۹ و ۰/۸۲ و برای کل شاخص ۰/۸۸ گزارش شده است. در ایران، شریفی (۱۳۸۴) در پژوهش روی زنان با روش بازآزمایی، ضریب آلفای کرونباخ کل این شاخص را ۰/۸۷ و برای سه زیرمقیاس به‌ترتیب ۰/۸۸، ۰/۷۵ و ۰/۸۴ به دست آورد. همچنین، در پژوهش مثقالی و همکاران (۱۳۹۳) رویی این شاخص مورد تأیید قرار گرفت. اعتبار ابزار در مقیاس کلی ۰/۷۵ و برای هر زیرمقیاس به‌ترتیب ۰/۶۸، ۰/۷۳ و ۰/۶۴ درصد گزارش شد. در این پژوهش، اعتبار به روش آلفای کرونباخ برای این شاخص ۰/۸۴ به‌دست آمد.

د) پرسشنامه تحریف‌های شناختی (cognitive distortions questionnaire- CDQ): پرسشنامه تحریف‌های شناختی عبدالله‌زاده و سالار (۱۳۸۹) برای سنجش تحریف‌های شناختی در زندگی روزمره طراحی شده و شامل ۲۰ ماده ۵ گزینه‌ای است که براساس مقیاس لیکرت از ۱ (کاملاً موافقم) تا ۵ (کاملاً مخالفم) نمره‌گذاری می‌شود. ماده شماره ۱ معکوس است. فردی که نمره بالاتری کسب می‌کند از تفکر مناسب‌تری برخوردار است و نمره پایین‌تر نشان‌دهنده استفاده بیشتر از تحریف‌های شناختی است. در پژوهش عبدالله و سالار (۱۳۸۹) اعتبار و روایی داخلی است و ضریب آلفای این مقیاس ۰/۸۰ به دست آمد که نشان‌دهنده همسانی درونی مطلوب آن است. در پژوهش حاضر، اعتبار به روش آلفای کرونباخ برای این پرسشنامه ۰/۸۶ بود.

• یافته‌ها

از شرکت‌کنندگان در پژوهش ۱۵۷ نفر شاغل و ۱۱۳ نفر غیرشاغل بودند. همچنین ۶۳ نفر از این افراد مرد و ۲۰۷ زن بودند. از لحاظ سطح تحصیلات ۲۵ شرکت‌کننده دارای مدرک دکتری، ۴۹ نفر فوق لیسانس، ۱۰۹ نفر دارای مدرک لیسانس، ۸۷ نفر دیپلم و زیردیپلم بودند. ۷۲ نفر از شرکت‌کنندگان گزارش کردند فرزندی ندارند، و ۵۵ نفر یک فرزند، ۱۰۹ نفر دو فرزند و درنهایت ۳۴ نفر بیش از ۲ فرزند داشتند.

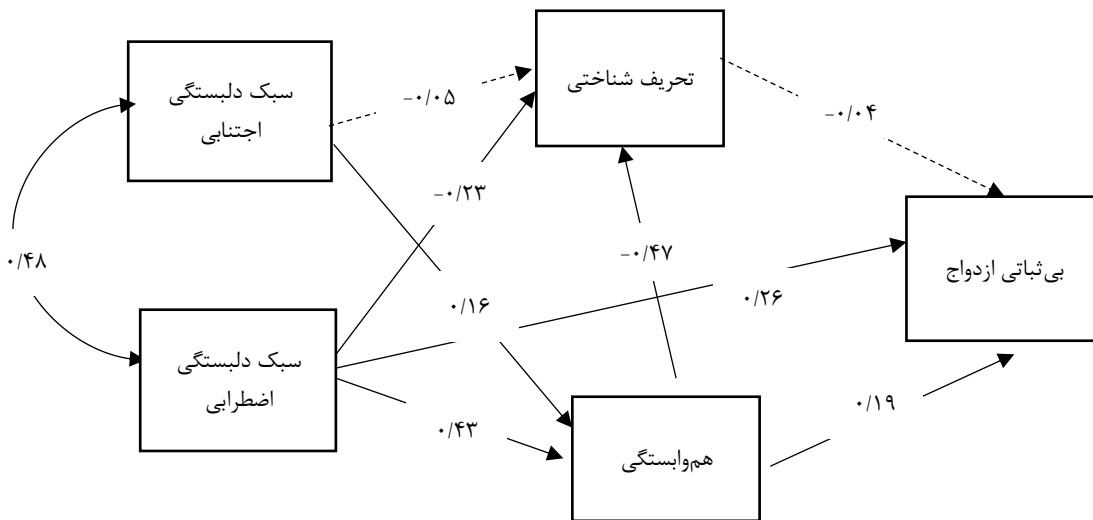
در ادامه میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش و نیز همبستگی بین این متغیرها در جدول ۱ آورده شد. جدول ۱ نشان‌دهنده این است که بی‌ثباتی ازدواج با هم‌وابستگی (۰/۳۴)، تحریف شناختی (۰/۲۸-)، سبک دلبستگی اضطرابی (۰/۳۷+) و سبک دلبستگی اجتنابی (۰/۱۳-) و همچنین تحریف شناختی با هم‌وابستگی (۰/۶۰-)، سبک دلبستگی اضطرابی (۰/۴۹-) و سبک دلبستگی اجتنابی (۰/۳۳-) رابطه معنادار دارد. همچنین بین هم‌وابستگی و دلبستگی اضطرابی (۰/۵۰-) و اجتنابی (۰/۴۷) رابطه معنادار وجود داشت. لازم به ذکر است تمامی ضرایب همبستگی غیر از رابطه بین بی‌ثباتی ازدواج و دلبستگی اجتنابی که در سطح $p < 0/05$ معنادار بود، در سطح $p < 0/01$ معنادار بودند.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴	۵
۱. بی‌ثباتی ازدواج	۱۹/۸۲	۵/۷۲	۱				
۲. دلبستگی اضطرابی	۱۰/۱۶	۵/۱۹	۰/۳۷**	۱			
۳. دلبستگی اجتنابی	۱۱/۶۹	۲/۶۴	-۰/۱۳*	۰/۴۷**	۱		
۴. هم‌وابستگی	۳۶/۷۵	۹/۴۰	۰/۳۴**	-۰/۵۰**	-۰/۳۶**	۱	
۵. تحریف شناختی	۷۱/۷۷	۱۲/۷۲	-۰/۲۸**	-۰/۴۹**	-۰/۳۳**	-۰/۶۰**	۱

* $p < 0/05$ ** $p < 0/01$

در ادامه برای آزمون مدل پژوهش شاخص‌های برازش مورد بررسی قرار گرفتند. ضمن اینکه پس از بررسی اولیه به‌منظور برازش بهتر مدل ابتدا مسیر دلبستگی اجتنابی به بی‌ثباتی ازدواج به‌دلیل معنادار نبودن حذف شد. بر اساس نمودار ۲ مسیر سبک دلبستگی اجتنابی به تحریف شناختی و تحریف شناختی به بی‌ثباتی ازدواج غیر معنادار و مسیر سبک دلبستگی اضطرابی به تحریف شناختی $\beta = -0/23$ ، معنادار بود. همچنین مسیر سبک دلبستگی اضطرابی به هم‌وابستگی ($\beta = 0/43$, $p < 0/001$)، و بی‌ثباتی ازدواج $\beta = 0/26$ ، معنادار بود. سبک دلبستگی اجتنابی به هم‌وابستگی ($\beta = 0/16$, $p < 0/007$) و هم‌وابستگی به بی‌ثباتی ازدواج ($\beta = 0/19$, $p < 0/001$) معنادار بود. درنهایت اینکه مسیر هم‌وابستگی به تحریف شناختی ($\beta = -0/47$, $p < 0/001$) معنادار بود.



نمودار ۲. آزمون نهایی مدل پژوهش

در ادامه در جدول ۲ ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثر کل متغیرهای پژوهش آورده شد. همانطور که در جدول ۲ نشان داده شد، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل مدل در تمامی مسیرها به جز مسیر مستقیم تحریف شناختی به بی‌ثباتی زناشویی و نیز مسیر غیرمستقیم دلبستگی اجتنابی به بی‌ثباتی زناشویی معنادار بود.

جدول ۲. ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثر کل متغیرهای پژوهش

مسیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل
بی‌ثباتی زناشویی <<< دلبستگی اضطرابی	***۰/۲۶۰	۰/۰۹۷	۰/۳۵۷
تحریف شناختی <<< دلبستگی اضطرابی	***۰/۲۲۹/۰-	-۰/۲۰۱	۴۳۰/۰-
هم‌وابستگی <<< دلبستگی اضطرابی	***۰/۴۲۵	۰/۰۰۰	۰/۴۲۵
بی‌ثباتی زناشویی <<< تحریف شناختی	-۰/۰۴۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۲
تحریف شناختی <<< دلبستگی اجتنابی	۰/۰۴۶	۰/۰۷۶	-۰/۱۲۲
هم‌وابستگی <<< دلبستگی اجتنابی	***۰/۱۶	۰/۰۰۰	۰/۱۶
تحریف شناختی <<< هم‌وابستگی	***-۰/۴۷۳	۰/۰۰۰	-۰/۴۷۳
بی‌ثباتی زناشویی <<< هم‌وابستگی	**۰/۱۸۷	۰/۰۲۰	۰/۲۰۶

p<0/01, *p<0/001

در ادامه شاخص‌های برازش مدل اصلاح شده در جدول ۳ ارائه شد. نظر به اینکه مقادیر شاخص‌های CFI، TLI، IFI و GFI ذکر شده در جدول ۳ بیشتر از ۰/۹۰ و شاخص RMSEA ۰/۰۸ بود می‌توان گفت مدل نهایی پژوهش از برازش مطلوبی برخوردار است.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل

شاخص‌ها	χ^2/df	RMSEA	CFI	RFI	IFI	GFI	TLI	PARSIMONY
مدل آزمون شده پژوهش	۲/۷۸	۰/۰۸	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۴	۰/۱۰

● بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی هم‌وابستگی و تحریف شناختی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن (اضطرابی و اجتنابی) و بی‌ثباتی ازدواج در میان افراد متأهل شهر یزد انجام شد. یافته‌های مربوط به تحلیل مسیر نشان داد که مدل پیشنهادی پس از اصلاحات لازم، از برازش مناسبی برخوردار است. به‌طور خاص، سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی با بی‌ثباتی ازدواج رابطه مثبت و معنادار داشتند، که این یافته با اصول نظریه دلبستگی بالبی (۱۹۶۹) هم‌خوانی دارد، جایی که سبک‌های ناایمن به‌عنوان الگوهای تعاملی پایدار ناشی از تجربیات اولیه، به ناکارآمدی در روابط بزرگسالی منجر می‌شوند (هاو و بتس، ۲۰۲۳).

مسیر غیرمستقیم سبک دلبستگی اجتنابی به بی‌ثباتی ازدواج از طریق تحریف شناختی غیرمعنادار بود، درحالی‌که رابطه مستقیم دلبستگی اضطرابی با تحریف شناختی و بی‌ثباتی ازدواج معنادار مشاهده شد. این نتایج با پژوهش‌های پیشین همسو است که نشان‌دهنده تأثیر منفی دلبستگی اضطرابی بر کیفیت روابط عاشقانه هستند (کنیز و همکاران، ۲۰۲۰؛ چیس و همکاران، ۲۰۲۲؛ بوتار و همکاران، ۲۰۲۲؛ بدایر و همکاران، ۲۰۲۰؛ اجسی و جنکوز، ۲۰۱۱؛ بانسی، ۲۰۰۴). افراد با دلبستگی اضطرابی اغلب با ترس از طرد شدن و نیاز به اطمینان‌جویی مداوم مواجه هستند، که این امر می‌تواند چرخه‌های منفی تفسیر رویدادها را فعال کند (سیمپسون و رولز، ۲۰۱۷). با این حال، نبود میانجی‌گری تحریف شناختی در رابطه با بی‌ثباتی ازدواج با یافته‌های برخی مطالعات ناهمسو است (مهدوی و حاتمیان، ۱۳۹۷؛ غائبی پناه و کشاورزی، ۱۳۹۹؛ تیکداری‌نژاد و خضری مقدم، ۲۰۱۷؛ آیدین و آک‌گون، ۲۰۲۱؛ و قاسمی و همکاران، ۲۰۲۱)، که ممکن است به دلیل تمرکز این پژوهش بر جنبه‌های شناختی کلی به جای الگوهای خاص تعارضی باشد. از منظر شناختی - رفتاری، افراد اجتنابی ممکن است از پردازش‌های تحریفی کمتر استفاده کنند، زیرا تمایل به کناره‌گیری عاطفی دارند که فرصت ارزیابی واقع‌بینانه‌تر را فراهم می‌کند (شیمشک و همکاران، ۲۰۲۱). این یافته پیشنهاد می‌کند که دلبستگی اجتنابی ممکن است از طریق مکانیسم‌های دیگری مانند سرکوب نیازها (اورال و همکاران، ۲۰۲۲) بر بی‌ثباتی تأثیر بگذارد، بدون اینکه تحریف شناختی نقش کلیدی ایفا کند.

درمقابل، هم‌وابستگی نقش میانجی معناداری در رابطه بین هر دو سبک دلبستگی نایمن و بی‌ثباتی ازدواج ایفا کرد. این نتیجه با پژوهش‌هایی که رابطه مثبت بین سبک‌های نایمن و هم‌وابستگی را گزارش کرده‌اند، همخوانی دارد (شاهپرونیان، ۲۰۲۲؛ چنچ و بات، ۲۰۲۲؛ فرشام و همکاران، ۱۳۹۳؛ و کلینز، ۲۰۲۳). افراد با دلبستگی اضطرابی اغلب الگوهای هم‌وابسته‌ای مانند تمرکز بیش از حد بر نیازهای شریک و نادیده گرفتن خود را نشان می‌دهند، که این امر به چرخه‌های رنج‌آور در روابط منجر می‌شود (کاپلان، ۲۰۲۳؛ و هپ و همکاران، ۲۰۲۲). به‌طور مشابه، دلبستگی اجتنابی ممکن است با هم‌وابستگی منفی همراه باشد، زیرا افراد اجتنابی در پذیرش اشتباهات شریک مشکل دارند و درک عاطفی ضعیفی نشان می‌دهند (گووین و همکاران، ۲۰۲۵؛ دیر و همکاران، ۲۰۰۴). این میانجی‌گری تأکید می‌کند که هم‌وابستگی به‌عنوان یک الگوی رفتاری پایدار، ناشی از تجربیات اولیه ناکارآمد خانواده، می‌تواند بی‌ثباتی را تشدید کند (کلنوا و همکاران، ۲۰۲۴).

از منظر نظری، این یافته‌ها از مدل‌های یکپارچه دلبستگی و شناختی حمایت می‌کنند، جایی که سبک‌های نایمن نه تنها مستقیماً بر ثبات روابط تأثیر می‌گذارند، بلکه از طریق سازه‌های میانجی مانند هم‌وابستگی، چرخه‌های منفی را تداوم می‌بخشند (پلوکین و همکاران، ۲۰۲۲؛ رضایی و همکاران، ۱۴۰۳). با این حال، نبود میانجی‌گری تحریف شناختی پیشنهاد می‌کند که در جمعیت‌های ایرانی، عوامل عاطفی - رفتاری (مانند هم‌وابستگی) ممکن است بر عوامل شناختی غلبه کنند، که این امر نیاز به بررسی فرهنگی دارد (شیری و همکاران، ۱۴۰۳؛ ریحانی و همکاران، ۱۳۹۵).

در این پژوهش روش نمونه‌گیری در دسترس و تمرکز بر جمعیت شهری یزد بود که ممکن است تعمیم‌پذیری به جمعیت‌های روستایی یا فرهنگی متنوع‌تر را محدود کند. همچنین داده‌ها خودگزارشی است و ممکن است تحت تأثیر سوگیری‌های اجتماعی قرار گیرد. همچنین نبود استفاده از داده‌های زوجی (dyadic) جنبه‌های تعاملی را نادیده می‌گیرد، که این مورد در مطالعات آینده می‌تواند با مدل‌های وابستگی بازیگر-شریک بهبود یابد. در نهایت، تمرکز بر دو سبک نایمن بدون بررسی کامل سبک ایمن ممکن است تصویر کاملی ارائه ندهد.

براساس یافته‌ها می‌توان پیشنهاد داد که مداخلات درمانی مانند درمان هیجان‌مدار زوجی (EFCT) به منظور کاهش هم‌وابستگی و تعدیل سبک‌های نایمن برای زوج‌ها انجام شود (اورال و همکاران، ۲۰۲۲؛ پلوکین و همکاران، ۲۰۲۲). پژوهش‌های آینده می‌توانند مطالعات طولی برای بررسی تغییرات زمانی، یا مدل‌های زوجی برای تحلیل تعاملات دوجانبه را در نظر بگیرند.

• نتیجه‌گیری

این پژوهش نشان داد که سبک‌های دلبستگی نایمن از طریق هم‌وابستگی، اما نه تحریف شناختی، به بی‌ثباتی ازدواج کمک می‌کنند، که این نشان‌دهنده اهمیت الگوهای عاطفی - رفتاری در روابط زوجی است. این یافته‌ها با نظریه دلبستگی همخوانی دارند و پیشنهاد

می‌کنند که هم‌وابستگی به‌عنوان یک عامل کلیدی، می‌تواند هدف مداخلات پیشگیرانه و درمانی قرار گیرد تا ثبات روابط را افزایش دهد. با توجه به تأثیر پایدار تجربیات اولیه، تمرکز بر آموزش والدین و درمان‌های زوجی می‌تواند به کاهش بی‌ثباتی در جوامع مشابه کمک کند. پژوهش‌های آتی می‌توانند بر طراحی‌های طولی و زوجی تمرکز کنند تا مکانیسم‌های دقیق‌تر را روشن سازند.

• تضاد منافع

بدین‌وسیله نویسندگان اظهار می‌دارند در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله پژوهشگران از تمام افراد شرکت‌کننده در این پژوهش و همکار گرامی خانم زینب کریمیان کمال تشکر و قدردانی را دارند.

• منابع

اربابی، فائزه؛ سراوانی، شهرزاد؛ زینلی‌پور، مژگان؛ و هاشمی‌سنجانی، امیر (۱۴۰۱). اثربخشی ذهن‌آگاهی مبتنی بر شناخت‌درمانی بر بهزیستی روان‌شناختی، کیفیت زندگی و تاب‌آوری در زوجین با تعارضات زناشویی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۶(۲)، ۱۴۰-۱۴۹.

<https://www.magiran.com/paper/2498701>

پاک‌دامن، شهلا (۱۳۸۳). بررسی ارتباط بین دلبستگی و جامعه‌طلبی در نوجوانان. *مجله علوم روانشناختی*، ۳(۹)، ۲۵-۴۷.

ثناپی، باقر (۱۳۸۷). مقیاس‌های سنجش خانواده و ازدواج. تهران: انتشارات بعثت.

رضایی، منوچهر؛ اسدپور، اسماعیل؛ احمدی، صدیقه؛ و ایزاتلو، بلال (۱۴۰۳). ارزیابی نقش تعدیل‌کننده سبک‌های دلبستگی در رابطه بین پاسخگویی ادراک‌شده همسر و صمیمیت زناشویی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸(۳)، ۲۶۵-۲۷۳. <https://www.magiran.com/paper/273-265>. ۲۵۰۱۲۳۴.

ریحانی، رضا؛ سلیمانیان، علی‌اکبر؛ و نظیفی، مرتضی (۱۳۹۵). پیش‌بینی بی‌ثباتی ازدواج براساس مهارت‌های تنظیم هیجانی و سبک‌های هویتی.

پژوهش‌های روان‌شناسی بالینی و مشاوره، ۶(۱)، ۶۰-۷۶. <https://www.sid.ir/paper/76-60>. fa۴۵۶۷۸۹.

شریفی، شادی (۱۳۸۴). مقایسه میزان هم‌وابستگی در زنان با نقش‌های جنسیتی گوناگون (زنانه، مردانه، دوجنسیتی، نامتمايز). زن در توسعه و

سیاست، ۳(۱)، ۴۹-۶۷. <https://www.magiran.com/paper/67-49>. ۲۳۰۴۵۶.

شیری، طاهره؛ رسولی، محسن؛ زهراکار، کیانوش؛ و اسدپور، اسماعیل (۱۴۰۳). نقش واسطه‌ای بخشش در رابطه بین اسنادهای رابطه‌ای و کیفیت

زناشویی زنان مواجه با پیمان‌شکنی همسر. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸(۴)، ۳۸۶-۳۹۳. <https://www.magiran.com/paper/393-386>. ۲۵۴۳۲۱۰.

عبداله‌زاده، حسن؛ و سالار، مریم (۱۳۸۹). ساخت و هنجاریابی پرسشنامه تحریف‌های شناختی. تهران: موسسه آزمون‌یار پویا.

غائبی‌پناه، ماریا؛ و کشاورزی‌ارشدی، فرناز (۱۳۹۹). رابطه سبک‌های عشق‌ورزی و تحریف‌های شناختی با طلاق عاطفی در زنان. *روان‌شناسی*

خانواده، ۷(۲)، ۴۷-۶۰. <https://www.sid.ir/paper/60-47>. fa۹۸۷۶۵۴.

فخری، مریم‌السادات؛ مهدویان‌فرد، راحله؛ و کیمیایی، سیدعلی (۱۳۹۷). پیش‌بینی احتمال طلاق زنان براساس دلبستگی اجتنابی، دلبستگی اضطرابی

و مهارت حل مسئله خانواده. فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی، ۹(۳۳)، ۲۰۷-۲۲۲.

<https://www.magiran.com/paper/1987654>

فرشام، آیدا؛ مبصری، مهسا؛ و داوودی، ایران (۱۳۹۳). رابطه هم‌وابستگی با افسردگی و سبک‌های دلبستگی در دانشجویان دختر. فصلنامه شخصیت

و تفاوت‌های فردی، ۳(۵)، ۴۷-۶۱. <https://www.sid.ir/paper/61-47>. fa۴۵۶۷۸۹.

متقالی، شیوا؛ آقایی، اصغر؛ و قربانی، مریم (۱۳۹۳). مقایسه هم‌وابستگی و رضایت زناشویی زنان متأهل عادی و در شرف طلاق. دانش و پژوهش

در روان‌شناسی کاربردی، ۱۶(۴)، ۱۶-۱۷. <https://www.magiran.com/paper/16-4>. ۱۴۵۶۷۸۹.

مهدوی، سحر؛ و حاتمیان، پیمان (۱۳۹۷). رابطه تحریف‌های شناختی با کیفیت روابط زناشویی در معلمان زن متأهل. *رویش روان‌شناسی*، ۳(۲۴)،

۷۹-۹۲. <https://www.sid.ir/paper/92-79>. fa۷۸۹۰۱۲۳.

Abd El Gaber, A. E. M., Alkousy, A. M. M. A., Yamani, I. B. A. J., & Moussa, Y. M. E. (2025). Attachment style and conflict resolution strategies among married couples in the light of some demographic variables. *Journal of Ecohumanism*, 4(1), 3029-3047. <https://doi.10.62754/joe.v4i1.6100>

Aydın, A., & Akgün, B. M. (2021). Interpersonal cognitive distortions and family role performances in spouses during COVID-19 pandemic process in Turkey. *Perspectives in Psychiatric Care*. <https://doi.org/10.1111/ppc.12751>

- Banase, R. (2004). Adult attachment and marital satisfaction: Evidence for dyadic configuration effects. *Journal of Social and Personal Relationships*, 21(3), 273-282. <https://doi.org/10.1177/0265407504042838>
- Başer Baykal, N., & Erden Çınar, S. (2022). Understanding early maladaptive schemas formation with traumatic experiences in childhood: A qualitative study. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 32(5), 555-573. <https://doi.org/10.1080/10926771.2022.2079188>
- Baucom, D. H., Epstein, N., Sayers, S. L., & Sher, T. G. (1989). The role of cognitive factors in marital distress and therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57(3), 373-381. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.57.3.373>
- Beck, A. T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. International Universities Press.
- Booth, A., Johnson, D. R., & Edwards, J. N. (1983). Measuring marital instability. *Journal of Marriage and the Family*, 45(2), 387-394. <https://doi.org/10.2307/351526>
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment*. Basic Books.
- Bowlby, J. (1980). *Attachment and loss: Vol. 3. Loss: Sadness and depression*. Basic Books.
- Cermak, T. L. (1986). *Diagnosing and treating codependence*. Johnson Institute Books.
- Chiş, R., Ignat, S., Rad, D., & Macinga, I. (2022). The mediation role of an individual's and couple's psychological factors, including parenting in the prediction of relational and marital satisfaction. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(17), Article 11011. <https://doi.org/10.3390/ijerph191711011>
- Collins, B. N. (2023). *The effects of secure, ambivalent, and avoidant attachment styles on number of codependent behaviors and relationship satisfaction* [Unpublished manuscript].
- Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(4), 644-663. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.4.644>
- Crone, C., Kwok, C., Chau, V., & Norberg, M. M. (2019). Applying attachment theory to indecisiveness in hoarding disorder. *Psychiatry Research*, 273, 318-324. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2019.01.055>
- Dear, G. E. (2004). Test-retest reliability of the Holyoake Codependency Index with Australian students. *Psychological Reports*, 94(2), 482-484. <https://doi.org/10.2466/pr0.94.2.482-484>
- Dear, G. E., & Roberts, C. M. (2000). The Holyoake Codependency Index: Investigation of the factor structure and psychometric properties. *Psychological Reports*, 87(3), 991-1002. <https://doi.org/10.2466/PR0.87.7.991-1002>
- Dear, G. E., Roberts, C. M., & Lange, L. (2004). Defining codependency: A thematic analysis of published definitions. *Counseling and Clinical Psychology Journal*, 1(1), 1-9.
- Edwards, J. N., Johnson, D. R., & Booth, A. (1987). Coming apart: A prognostic instrument of marital breakup. *Family Relations*, 36(2), 168-170. <https://doi.org/10.2307/583939>
- Egeci, S., & Jencoz, T. (2011). The effects of attachment styles, problem-solving skills, and communication skills on relationship satisfaction. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 30, 2324-2329. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.454>
- Feeney, J. A. (1999). Adult romantic attachment and couple relationships. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (pp. 355-377). Guilford Press.
- Ghasemi Varniab, B., Rahmani, M. A., Zarbakhsh Bahri, M. R., & Abolghasemi, S. (2021). Presenting a structural model of marital commitment based on sexual function mediating role of intimacy and interpersonal cognitive distortions. *Qur'an va Tib (Quran and Medicine)*, 6(1), 68-78.
- Gui, T. (2022). Coping with parental pressure to get married: Perspectives from Chinese "leftover women". *Journal of Family Issues*, 44(8), 2118-2137. <https://doi.org/10.1177/0192513X221090781>
- Gauvin, S. E., Maxwell, J. A., Impett, E. A., & MacDonald, G. (2025). Love lost in translation: Avoidant individuals inaccurately perceive their partners' positive emotions during love conversations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 51(12), 2527-2541. <https://doi.org/10.1177/01461672241258391>
- Happ, Z., Bodó-Varga, Z., Bandi, S. A., Kiss, E. C., Nagy, L., & Csókási, K. (2022). How codependency affects dyadic coping, relationship perception and life satisfaction. *Current Psychology*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03178-0>
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511-524. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- Howe, D., & Betts, L. (2023). *Attachment across the life course: A brief introduction*. Bloomsbury Publishing.
- Kaplan, V. (2023). Mental health states of housewives: An evaluation in terms of self-perception and codependency. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 21(1), 666-683. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00702-5>
- Knies, K. M., Bodalski, E. A., & Flory, K. (2020). Romantic relationships in adults with ADHD: The effect of partner attachment style on relationship quality. *Journal of Social and Personal Relationships*, 38(1), 42-64. <https://doi.org/10.1177/0265407520950952>

- Kolenova, A. S., Kukulyar, A. M., Denisova, E. G., & Ermakov, P. N. (2024). Self-attitude and reflection in codependent women: A comparative study. *Psychology in Russia: State of the Art*, 17(1), 116-132. <https://doi.org/10.11621/pir.2024.0109>
- Kreutzer, J. S., Sima, A. P., Marwitz, J. H., & Lukow II, H. R. (2016). Marital instability after brain injury: An exploratory analysis. *Neurorehabilitation*, 38(3), 271-279. <https://doi.org/10.3233/NRE-161318>
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2007). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change*. Guilford Press.
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2016). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change* (2nd ed.). Guilford Press.
- Mulcahy, E., Szymkowiak, D., & Montgomery, A. E. (2021). Psychosocial risk factors for transitions into housing instability among women veterans. *Journal of the American Board of Family Medicine*, 34(2), 387-391. <https://doi.org/10.3122/jabfm.2021.02.200333>
- Najafabadi, Z. P., Alibeigi, N., & Eskandarnia, E. (2021). Comparison of cognitive and emotional schema in women with and without marital satisfaction. *World Journal of Advanced Research and Reviews*, 12(1), 102-110. <https://doi.org/10.30574/wjarr.2021.12.1.0455>
- Overall, N. C., Pietromonaco, P. R., & Simpson, J. A. (2022). Buffering and spillover of adult attachment insecurity in couple and family relationships. *Nature Reviews Psychology*, 1(2), 101-111. <https://doi.org/10.1038/s44159-021-00020-6>
- Péloquin, K., Dutrisac, C., Jean, M., Benoit, Z., Brassard, A., Mondor, J., & Lussier, Y. (2022). Relational instability in couples seeking therapy: The contribution of attachment, caregiving and sex. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 48(8), 804-818. <https://doi.org/10.1080/0092623X.2022.2101320>
- Shahparonyan, Z. (2022). *Domestic violence, attachment and codependency in adult romantic relationships in Armenian-Americans* [Doctoral dissertation, Alliant International University].
- Shahzad, F., Bilal, A., & Arif, M. (2024). Impact of childhood trauma and attachment styles on marital satisfaction. *Human Nature Journal of Social Sciences*, 5(2), 235-247. <https://doi.org/10.71016/hnjss/tj5mra58>
- Simpson, J. A., & Rholes, W. S. (2017). Adult attachment, stress, and romantic relationships. *Current Opinion in Psychology*, 13, 19-24. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.04.006>
- Şimşek, O. M., Koçak, O., & Younis, M. Z. (2021). The impact of interpersonal cognitive distortions on satisfaction with life and the mediating role of loneliness. *Sustainability*, 13(16), Article 9293. <https://doi.org/10.3390/su13169293>
- Tikdari Nejad, A., & Khezri Moghadam, N. (2017). Relationship between irrational beliefs and marital conflicts in couples based on rational-emotive behavior therapy. *Journal of Patient Safety & Quality Improvement*, 5(2), 526-530. <https://doi.org/10.22038/psj.2017.8546>
- Whitton, S. W., Stanley, S. M., & Markman, H. J. (2007). If I leave, will you follow? Longitudinal effects of premarital doubt on marital quality and stability. *Journal of Family Psychology*, 21(2), 147-157. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.21.2.147>

نقش راهبردهای تنظیم هیجان در نشانگان پیش از قاعدگی با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی The Role of Emotion Regulation Strategies in Premenstrual Syndrome (PMS) with the Mediation of Cognitive Flexibility

Sayyede Mobina Hosseini-Fayyaz, MSc[✉]

Mohadese Nezhadbagheripoor, MSc

سیده مبینا حسینی فیاض^۱

محدثه نژادباقری پور^۲

Abstract

This study aimed to determine the relationship between emotion regulation strategies and premenstrual syndrome (PMS) with the mediating role of cognitive flexibility. A sample of 227 women and girls with regular menstrual cycles was selected in 1402 through convenience sampling. Data collection instruments included the Emotion Regulation Questionnaire (ERQ), the Premenstrual Symptoms Screening Tool (PSST), and the Cognitive Flexibility Inventory (CFI) by Dennis and Vanderwal. Pearson correlation results indicated a significant positive relationship between the emotional suppression strategy and psychological symptoms of PMS. Furthermore, significant negative relationships were observed between cognitive reappraisal strategy and both physical symptoms and total PMS scores. There were also significant negative correlations between both emotion regulation strategies and cognitive flexibility, as well as between problem-solving processing and psychological symptoms. Additionally, perception of controllability and total cognitive flexibility scores showed significant negative correlations with PMS symptoms (excluding physical symptoms). Path analysis revealed that cognitive flexibility plays a significant mediating role in the relationship between the emotional suppression strategy and PMS. However, for the cognitive reappraisal strategy, the mediating role was not significant, and this strategy exerted a direct effect on PMS. Cognitive flexibility serves as a significant mediator in the link between emotional suppression and PMS in women; however, it does not significantly mediate the relationship between cognitive reappraisal and PMS, where the latter only directly influences premenstrual symptoms.

Keywords: Emotion Regulation Strategies, Cognitive Flexibility, Premenstrual Syndrome (PMS).

چکیده

هدف پژوهش تعیین رابطه راهبردهای تنظیم هیجان و نشانگان پیش از قاعدگی با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی بود. تعداد ۲۲۷ نفر از کلیه زنان و دختران دارای چرخه قاعدگی در سال ۱۴۰۲ به شیوه نمونه‌گیری در دسترس برای شرکت در پژوهش انتخاب شدند. ابزار جمع‌آوری اطلاعات پرسشنامه راهبردهای تنظیم هیجان (ERQ)، ابزار غربالگری نشانه‌های سندرم پیش از قاعدگی (PSST) و سیاهه انعطاف‌پذیری شناختی دنیس و وندروال (CFI) بود. نتایج آزمون همبستگی پیرسون نشان داد بین راهبرد سرکوبی هیجانی با نشانه‌های روانی در نشانگان پیش از قاعدگی رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، بین راهبرد ارزیابی مجدد شناختی با نشانه‌های جسمی و نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی، بین هر دو راهبرد تنظیم هیجان با انعطاف‌پذیری شناختی و نیز بین پردازش حل مسئله با نشانه‌های روانی، بین ادراک کنترل‌پذیری و نمره کل انعطاف‌پذیری شناختی با نشانگان پیش از قاعدگی به‌جز علائم جسمی آن، رابطه منفی معنادار وجود داشت. نتایج تحلیل مسیر نشان داد انعطاف‌پذیری شناختی می‌تواند نقش میانجی معنادار بین راهبرد سرکوبی هیجانی با نشانگان پیش از قاعدگی ایفا کند؛ اما برای راهبرد ارزیابی مجدد شناختی نقش میانجی معنادار نبوده و این راهبرد به‌صورت مستقیم بر نشانگان پیش از قاعدگی اثر دارد. انعطاف‌پذیری شناختی نقش میانجی معناداری برای رابطه بین راهبرد سرکوبی هیجانی و نشانگان پیش از قاعدگی در زنان ایفا می‌کند، اما برای رابطه بین راهبرد ارزیابی مجدد شناختی و نشانگان پیش از قاعدگی در زنان، نقش میانجی آن معنادار نبوده و راهبرد ارزیابی مجدد شناختی فقط به‌طور مستقیم بر نشانگان پیش از قاعدگی در زنان اثر می‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: راهبردهای تنظیم هیجان، انعطاف‌پذیری شناختی، نشانگان پیش از قاعدگی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۲/۱۱ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۳

۱. گروه روانشناسی، دانشگاه خيام، مشهد، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روانشناسی، دانشگاه خيام، مشهد، ایران.

● مقدمه

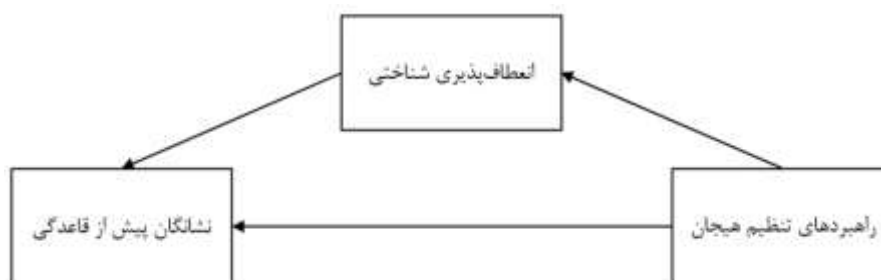
چرخه قاعدگی، مهم‌ترین نشانه فعالیت دستگاه تولیدمثل در جنس مؤنث بالغ است و گاه می‌تواند با نشانه‌ها و علائمی همراه باشد که آزاردهنده بوده و مشکل‌های جسمی و روانی متعددی را برای دختران و زنان موجب می‌شود (کوی و همکاران، ۲۰۲۰). به مجموعه نشانه‌های جسمانی، روانی و رفتاری که در برخی زنان به‌صورت دوره‌ای رخ داده و با شروع قاعدگی از بین می‌رود، نشانگان پیش‌از قاعدگی (premenstrual syndrome) می‌گویند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۹). این پدیده، در زمره اختلال‌های خلقی بوده (گنجی، ۱۳۹۹)، یکی از شایع‌ترین اختلال‌های قاعدگی زنان در سنین باروری (وانیتا و همکاران، ۲۰۱۷) و از مسائل روان‌تنی مرتبط با عملکرد تولیدمثل زنان به‌شمار می‌آید (گائو و همکاران، ۲۰۲۱) که بر کیفیت زندگی زنان مبتلا تأثیر می‌گذارد (لدینا و پرلیپسکایا، ۲۰۱۴) و نشانه‌های آن را به‌عنوان یک اختلال سایکونورواندوکراین (psychoneuroendocrine) قلمداد می‌کنند (گائو و همکاران، ۲۰۲۱). نرخ شیوع این اختلال بالا است و در حدود ۲ تا ۵ درصد از زنان ممکن است به آن دچار شوند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۹). نشانگان پیش‌از قاعدگی از نشانه‌های هیجانی، جسمانی و تغییرات رفتاری و از مشکلات عمده سلامت زنان به‌شمار می‌آید که شامل نشانه‌های فیزیکی، شناختی، عاطفی و رفتاری در طی فاز لوتئال (تخمک‌گذاری) چرخه قاعدگی است و به‌صورت دوره‌ای از ۷ تا ۱۴ روز قبل از قاعدگی رخ می‌دهد (تاکادا و همکاران، ۲۰۲۰). طی بروز نشانه‌های آن، دختران علائم رفتاری، عاطفی و جسمانی همچون تحریک‌پذیری، خشم، سردرد و پراشتهایی را تجربه می‌کنند که در فعالیت‌های خانوادگی، اجتماعی و کاری فرد تداخل ایجاد کرده و سبب به‌هم‌خوردن روش زندگی یا کار فرد می‌شود و شدت نشانه‌های آن می‌تواند زندگی روزمره فرد را دچار مشکل نماید (پاتاکا و اهلرت، ۲۰۲۰).

عوامل مختلفی می‌تواند در کاهش نشانگان پیش‌از قاعدگی مؤثر باشد که از میان آنها می‌توان به راهبردهای تنظیم هیجان اشاره نمود (باوجدان، ۲۰۱۶). پژوهش‌های مرتبط در این زمینه، بین راهبردهای تنظیم هیجان و نشانگان ملال پیش‌از قاعدگی رابطه معناداری را نشان داده‌اند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۹) و بیان نموده‌اند که نشانگان پیش‌از قاعدگی، بیش‌از آنکه درگیر شناخت‌ها و باورهای به‌هم‌ریخته باشد، درگیر هیجان‌های متلاطمی است که رفتارهای ناهمخوان با محیط را در زنان برمی‌انگیزد (آلدو و همکاران، ۲۰۱۰). در همین راستا، پژوهش‌های داخلی نشان داده‌اند که دشواری در تنظیم هیجان با افزایش شدت علائم پیش‌از قاعدگی در زنان ایرانی مرتبط است و نقش راهبردهای هیجانی ناسازگار در تشدید این نشانه‌ها تأیید شده است که اهمیت بررسی راهبردهای تنظیم هیجان را در زمینه PMS تأکید می‌کند (موسوی و خرم‌آبادی، ۱۴۰۱). به اعتقاد (روونی و همکاران، ۲۰۱۶)، زنان دارای اختلال نشانگان پیش‌از قاعدگی در تنظیم هیجانی خود در شرایط روزمره دچار کژکاری هیجانی و شناختی بوده و قابلیت انعطاف‌پذیری شناختی و هیجانی خود را در شرایط عادی از دست می‌دهند (شعبانی و خلعتبری، ۱۳۹۸). یکی از موضوعاتی که می‌تواند در زمینه مشکلات شناختی به افراد کمک کند، استفاده از راهبردهای تنظیم هیجان است که ناظر بر توانایی افزایش آگاهی هیجانی و توانایی تنظیم و تعدیل فشارهای درونی و حالت‌های برانگیختگی هیجانی از طریق فرآیندهای شناختی است (وو و همکاران، ۲۰۱۶). درواقع این الگو، یکی از بهترین الگوها درباره نقش سیستم‌های عصبی در کنترل هیجان است که به فرایندهای شناختی گوناگون و مؤثر در تنظیم واکنش‌های هیجانی کمک می‌کند (اسکرول و همکاران، ۲۰۱۶).

هیجان‌ها نقش مهمی در جنبه‌های مختلف زندگی مانند سازگاری با تغییرات زندگی و رویدادهای تنیدگی‌زا ایفا می‌کنند (شکری، ۲۰۲۱) و به‌عنوان پاسخ‌های مبتنی بر شناخت و نیز تجارب‌انگیزگی هیجانی تعریف می‌شوند که می‌توانند نوع و شدت واکنش‌های افراد را تغییر دهند (دمیرتاش و همکاران، ۲۰۱۵). توانایی تنظیم شناختی هیجان نیز به‌صورت مجموعه‌ای از فرایندهای شناختی تعریف می‌شود که افراد از طریق آنها به دنبال تغییر جهت خودبه‌خودی هیجان‌ها هستند تا بتوانند تغییراتی در پاسخ‌های تجربی، رفتاری و فیزیولوژیک ایجاد کنند (لانگر و همکاران، ۲۰۲۱). به عبارتی، تنظیم شناختی هیجان (cognitive regulation of emotion) به توانایی مدیریت واکنش‌های هیجانی شخصی با استفاده از راهبردهای شناختی اشاره دارد که بعد از یک رویداد ناگوار رخ می‌دهد (ولی زاده و همکاران، ۱۳۹۹). تنظیم هیجان به‌واسطه افکار یا شناخت‌ها به‌طور جدایی‌ناپذیری با زندگی انسان در ارتباط است و به افراد کمک می‌کند تا بر هیجان‌های خود در طول و بعد از تجربه تهدیدآمیز یا حوادث استرس‌زا تسلط داشته باشند (مک ری و گراس، ۲۰۲۰). امروزه توجه به عملکرد شناختی و هیجانی افراد یکی از مهم‌ترین هدف‌های عمده توان‌بخشی است (لویر، ۲۰۱۸) و در رابطه با آن،

نتایج پژوهشی در زمینه نقش آموزش راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر انعطاف‌پذیری شناختی، فرآیند خودتنظیمی را به‌طور نزدیکی با فرآیندهای اجرایی مانند انعطاف‌پذیری شناختی مرتبط نشان داده است (عاشوری و رشیدی، ۱۳۹۸). همچنین، نتایج مطالعه (قربانی و همکاران، ۱۳۹۸) نیز از معناداری رابطه راهبردهای تنظیم هیجان و انعطاف‌پذیری شناختی حکایت داشت.

یکی دیگر از عواملی که می‌تواند در کاهش نشانگان پیش‌از قاعدگی مؤثر باشد، انعطاف‌پذیری شناختی (cognitive flexibility) است و براساس پژوهش‌های صورت‌گرفته مرتبط، رابطه معناداری بین انعطاف‌پذیری شناختی و نشانگان ملال پیش‌از قاعدگی نشان داده شده است (آقایی و همکاران، ۱۳۹۸). انعطاف‌پذیری شناختی به‌عنوان توانایی سازگاری با محرک‌های در حال تغییر تعریف شده است (عاشوری و رشیدی، ۱۳۹۸). که افراد را قادر می‌سازد تا استراتژی‌های پردازش شناختی خود را برای مقابله با شرایط جدید و پیش‌بینی‌نشده تطبیق دهند (آقاجان پوریان و وحید و همکاران، ۱۴۰۱). این ویژگی نشان‌دهنده میزان ارزیابی فرد در مورد قابل‌کنترل‌بودن شرایط و توانایی افراد در تعدیل روند شناخت برای مواجهه شدن با موقعیت‌های جدید و غیرقابل پیش‌بینی است که نتیجه تفکر منعطف بوده (برادران، رنجبر نوشری، ۱۴۰۰) و با اشاره به میزان تجربه‌پذیری فرد در مقابل تجربه‌های درونی و بیرونی، نوع واکنش شخص را در مقابل تجربه‌های جدید مشخص می‌کند و به درجات مختلف در افراد وجود دارد (ایچورن و همکاران، ۲۰۱۸). افراد انعطاف‌پذیر هم درباره دنیای درونی و هم درباره دنیای بیرونی کنجکاو هستند و زندگی آنها از لحاظ تجربه غنی است؛ چرا که تجربه‌های جدید را می‌پسندند و خواهان تجربه بیشتر هستند. آنها نه تنها از مواجهه با تجربه‌های درونی و بیرونی اجتناب نمی‌کنند، بلکه گاهی خود به دنبال تجربه‌هایی می‌روند و تلاش می‌کنند انواع مختلفی از آن را کسب کنند (گراف و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین به اعتقاد (باقری و همکاران) استفاده از راهبردهای شناختی و رفتاری سازگار مانند پذیرش، ارزیابی مجدد شناختی و تمرکز بر حل مسئله، می‌تواند به کاهش هیجان منفی و بهبود عملکرد فرد کمک کند، درحالی‌که راهبردهای ناسازگارانه مانند سرکوب هیجانات، خودسرزنی و نشخوار فکری، هیجانات منفی را تشدید می‌کنند. علاوه بر این، مطالعات تطبیقی در حوزه‌های دیگر مانند اختلال‌های عصبی رشدی نیز ارتباط بین تنظیم هیجان و انعطاف‌پذیری شناختی را گزارش کرده‌اند (خاقانی و همکاران، ۱۴۰۳). این شواهد نشان می‌دهد که بررسی تنظیم هیجان و انعطاف‌پذیری شناختی در زنان با نشانگان پیش‌از قاعدگی (PMS) که این متغیرها در آن نقش تعیین‌کننده‌ای دارند ضرورت دارد. ارتباط راهبردهای تنظیم هیجان و نشانگان پیش‌از قاعدگی و انعطاف‌پذیری شناختی در پژوهش‌های بسیاری مورد بررسی قرار گرفته است؛ اما تا به حال پژوهشی در این زمینه با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی انجام نشده است. مطالعه حاضر درصدد آن است این سؤال را پاسخ دهد که آیا راهبردهای تنظیم هیجان، به‌واسطه تأثیر بر انعطاف‌پذیری شناختی می‌تواند بر نشانگان پیش‌از قاعدگی تأثیرگذار باشد؟



شکل ۱. مدل پیشنهادی پژوهش

• روش

این پژوهش یک مطالعه بنیادین بود که در سال ۱۴۰۲ با هدف تعیین رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان و نشانگان پیش‌از قاعدگی با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی انجام شد. جامعه آماری این مطالعه را کلیه زنان و دختران دارای چرخه قاعدگی در سال ۱۴۰۲ تشکیل دادند. در پژوهش حاضر تعداد ۲۲۷ نفر به‌صورت نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. پژوهش نیز به‌صورت آنلاین اجرا گردید. بدین صورت که ابتدا در سایت اول فرم پرسشنامه آنلاین طراحی شد و لینک مربوط به آن از طریق فضای مجازی تلگرام، واتساپ، اینستاگرام در اختیار زنان و دختران دارای چرخه قاعدگی قرار گرفت.

• ابزارها

الف) ابزار غربالگری نشانه‌های پیش از قاعدگی (premenstrual symptoms screening tool-PSST): ابزار غربالگری نشانه‌های پیش از قاعدگی (استاینر و همکاران، ۲۰۰۳) شامل ۲۱ سؤال خودگزارش‌دهی است و فراوانی و شدت نشانه‌های PMS را می‌سنجد که ۱۰ سؤال آن مربوط به علائم روانی (سؤال‌های ۱ تا ۱۰)، ۱۰ سؤال مربوط به نشانه‌های جسمانی (سؤال‌های ۱۱ تا ۲۰) و یک سؤال نیز مربوط به میزان اختلال در سازگاری (سؤال ۲۱) است. به منظور تعیین شیوع سندروم پیش از قاعدگی، با توجه به ملاک‌های کالج آمریکایی بیماری‌های زنان و زایمان برای PMS افرادی که از نشانه‌های ذکر شده در ابزار غربالگری علائم PMS حداقل ۲ نشانه (حداقل یک نشانه عاطفی و یک نشانه جسمانی) با شدت متوسط و متوسط به بالا داشتند، با عنوان سندروم پیش از قاعدگی یا PMS تشخیص داده می‌شوند. در آزمون اعتبار این ابزار، مقادیر آلفای کرونباخ ۰/۹۰ به دست آمد و روایی محتوایی آن ۰/۷۰ است و در بخش تأثیر نشانه‌ها بر زندگی ۰/۹۱ و در کل سؤال‌ها ۰/۹۳ به دست آمد (گراف و همکاران، ۲۰۱۷). روایی و اعتبار این پرسشنامه در مطالعات مختلف دیگر نیز مورد تأیید قرار گرفته است (فراستی و همکاران، ۲۰۱۵).

ب) پرسشنامه راهبردهای تنظیم هیجان (emotional regulation strategies questionnaire- ERQ): پرسشنامه راهبردهای تنظیم هیجان (گراس و جان، ۲۰۰۳)، به منظور ارزیابی دو راهبرد تنظیم هیجان شامل سرکوبی هیجانی و ارزیابی مجدد شناختی طراحی شده است و دارای ۱۰ گویه می‌باشد که بر اساس طیف لیکرت هفت‌درجه‌ای به سنجش تنظیم هیجانی می‌پردازد. ضریب آلفای کرونباخ برای ارزیابی مجدد شناختی ۰/۷۹ و برای سرکوبی هیجانی ۰/۷۳ و اعتبار بازآزمایی برای کل مقیاس ۰/۶۹ گزارش شده است (گراس و جان، ۲۰۰۳). همسانی درونی این مقیاس در دانشگاه میلان برای ارزیابی مجدد شناختی از ۰/۴۸ تا ۰/۶۸ و برای سرکوبی هیجانی ۰/۴۲ تا ۰/۶۳ به دست آمده است (الیلو و همکاران، ۲۰۱۲). در ایران آلفای کرونباخ مقیاس ارزیابی مجدد شناختی ۰/۸۷ و مقیاس فرونشانی سرکوب ۰/۹۰ به دست آمده (ولی زاده و همکاران، ۱۳۹۹).

ج) پرسشنامه انعطاف‌پذیری شناختی (cognitive flexibility inventory CFI): پرسشنامه انعطاف‌پذیری شناختی (دنيس و وندروال، ۲۰۱۰)، یک ابزار خودگزارشی کوتاه است و شامل ۲۰ ماده است. شیوه نمره‌گذاری آن بر اساس یک مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرتی است و انعطاف‌پذیری شناختی را در ۳ جنبه (ادراک کنترل‌پذیری، ادراک توجیه رفتار، ادراک گزینه‌های مختلف) می‌سنجد. این پرسشنامه در کار بالینی و غیربالینی و برای ارزیابی میزان پیشرفت فرد در ایجاد تفکر انعطاف‌پذیر در درمان شناختی- رفتاری افسردگی و سایر بیماری‌های روانی نیز به کار می‌رود و از ساختار عاملی، روایی همگرا و روایی همزمان مناسبی برخوردار است. روایی همزمان این پرسشنامه با پرسشنامه‌های افسردگی بک (BDI-2)، برابر با ۰/۳۹- و روایی همگرای آن با مقیاس انعطاف‌پذیری شناختی مارتین و رابین (مارتین و روبین، ۱۹۹۵)، ۰/۷۵ بود. همچنین اعتبار پرسشنامه حاضر به روش آلفای کرونباخ برای کل مقیاس، ادراک کنترل‌پذیری و ادراک گزینه‌های مختلف به ترتیب ۰/۹۱، ۰/۸۴، ۰/۹۱ و با روش بازآزمایی به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۷ و ۰/۷۵ است (دنيس و واندروال، ۲۰۱۰). ضریب اعتبار بازآزمایی کل مقیاس را ۰/۷۱ و خرده مقیاس‌های ادراک کنترل‌پذیری، ادراک گزینه‌های مختلف و ادراک توجیه رفتار را به ترتیب ۰/۵۵، ۰/۷۲ و ۰/۵۷ گزارش کرده‌اند. این پژوهشگران ضرایب آلفای کرونباخ کل مقیاس را ۰/۹۰ و برای خرده مقیاس‌ها به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۹ و ۰/۵۵ گزارش نموده‌اند (شارع، ۲۰۱۶).

در این پژوهش داده‌ها پس از جمع‌آوری با کمک نرم‌افزارهای SPSS 27 و LISREL 8.80 و در سطح معناداری $p < 0/05$ تجزیه و تحلیل شدند. برای تحلیل داده‌ها در بخش توصیفی از میانگین و انحراف معیار و در بخش استنباطی از روش تحلیل مسیر استفاده شد.

• یافته‌ها

تعداد اعضای شرکت‌کننده در این پژوهش ۲۲۷ نفر و در بازه سنی ۱۳ تا ۵۰ سال بودند. میانگین سن شرکت‌کنندگان ۳۰/۴۸ سال و انحراف معیار آن ۷/۲۵ بود. از میان شرکت‌کنندگان ۱۲۲ نفر (۵۳/۷ درصد) متأهل و ۱۰۵ نفر مجرد (۴۶/۳ درصد) بودند. از میان آنها ۴ نفر دارای مدرک دکتری (۱/۸ درصد)، ۸۲ نفر کارشناسی ارشد (۳۶/۱ درصد)، ۸۵ نفر دارای تحصیلات کارشناسی (۳۷/۴ درصد)، ۴۵ نفر دیپلم (۱۹/۸ درصد) و ۱۱ نفر زیر دیپلم (۴/۸ درصد) بودند.

جدول ۱. ضرایب همبستگی پیرسون بین راهبردهای تنظیم هیجان با نشانگان پیش از قاعدگی

متغیر	علائم روانی	علائم جسمی	اختلال در سازگاری	نمره کل
سرکوبی هیجانی	* ۰/۱۴	-۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۴
ارزیابی مجدد هیجانی	-۰/۰۵	** ۰/۱۸	-۰/۰۸	* ۰/۱۳

* $P < ۰/۰۵$; ** $P < ۰/۰۱$

بر اساس جدول فوق نتایج حاصل از همبستگی پیرسون در خصوص روابط متغیرهای پژوهش نشان داد بین راهبرد سرکوبی هیجانی با نشانه‌های روانی نشانگان پیش از قاعدگی رابطه مثبت و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۵$). به علاوه، بین راهبرد ارزیابی مجدد شناختی با نشانه‌های جسمی و نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی رابطه منفی و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۵$). بین راهبرد سرکوبی هیجانی با نشانه‌های جسمی رابطه منفی و با اختلال در سازگاری و نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی رابطه مثبت وجود داشت؛ اما هیچ‌یک از این روابط، از نظر آماری معنادار نبود ($P > ۰/۰۵$). به علاوه، بین راهبرد ارزیابی مجدد شناختی با نشانه‌های روانی نشانگان پیش از قاعدگی و اختلال در سازگاری رابطه منفی وجود داشت؛ اما هیچ‌یک از این روابط، از نظر آماری معنادار نبود ($P > ۰/۰۵$).

جدول ۲. ضرایب همبستگی پیرسون بین راهبردهای تنظیم هیجان با انعطاف‌پذیری شناختی

متغیر	پردازش حل مسئله	ادراک کنترل‌پذیری	نمره کل
سرکوبی هیجانی	** ۰/۲۶	** ۰/۲۷	** ۰/۳۰
ارزیابی مجدد هیجانی	** ۰/۲۲	** ۰/۱۹	** ۰/۲۳

** $P < ۰/۰۱$

همچنین طبق داده‌های جدول فوق بین راهبرد سرکوبی هیجانی و راهبرد ارزیابی مجدد شناختی با هر دو مؤلفه انعطاف‌پذیری شناختی و نیز با نمره کل آن، رابطه منفی و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۱$).

جدول ۳. ضرایب همبستگی پیرسون بین انعطاف‌پذیری شناختی با نشانگان پیش از قاعدگی

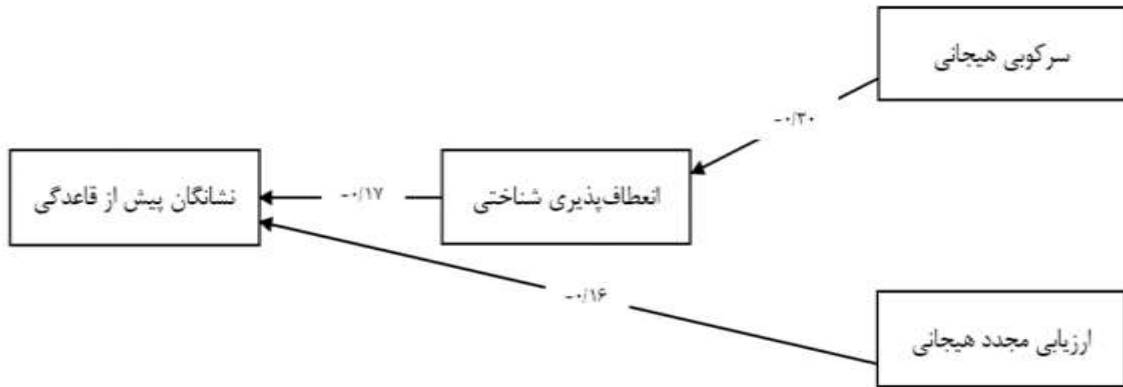
متغیر	علائم روانی	علائم جسمی	اختلال در سازگاری	نمره کل
پردازش حل مسئله	* ۰/۱۶	۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۰۴
ادراک کنترل‌پذیری	** ۰/۳۱	-۰/۱۱	** ۰/۲۳	** ۰/۲۴
نمره کل	** ۰/۲۴	۰/۰۱	** ۰/۱۷	* ۰/۱۴

* $P < ۰/۰۵$; ** $P < ۰/۰۱$

علاوه بر این بین پردازش حل مسئله با نشانه‌های روانی نشانگان پیش از قاعدگی رابطه منفی و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۵$). بین ادراک کنترل‌پذیری با نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی و مؤلفه‌های آن به جز علائم جسمی، رابطه منفی و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۱$). بین نمره کل انعطاف‌پذیری شناختی نیز با نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی و مؤلفه‌های آن به جز نشانه‌های جسمی، رابطه منفی و معنادار وجود داشت ($P < ۰/۰۱$). بین پردازش حل مسئله با علائم جسمی رابطه مثبت و با اختلال در سازگاری و نمره کل نشانگان پیش از قاعدگی رابطه منفی وجود داشت؛ اما هیچ‌یک از این روابط، از نظر آماری معنادار نبود ($P > ۰/۰۵$). به علاوه، بین ادراک کنترل‌پذیری با علائم جسمی نشانگان پیش از قاعدگی رابطه منفی و بین نمره کل انعطاف‌پذیری شناختی با نشانه‌های جسمی نشانگان پیش از قاعدگی رابطه مثبت وجود داشت؛ اما هیچ‌یک از این روابط نیز، از نظر آماری معنادار نبود ($P > ۰/۰۵$).

به منظور بررسی نقش میانجی انعطاف‌پذیری شناختی در رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان و نشانگان پیش از قاعدگی، از روش تحلیل مسیر استفاده شد. قبل از آزمون مدل ابتدا پیش‌فرض‌های آماری مهم برای تحلیل مسیر شامل نرمال بودن (استفاده از شاخص‌های کجی و کشیدگی)، هم‌خطی بودن متغیرها (عامل تورم واریانس و شاخص تحمل) و استقلال خطاها (آزمون دوربین واتسون) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از بررسی داده‌های این پژوهش حاکی از قرار داشتن کجی داده‌ها بین $-۰/۹۴$ تا $۰/۶۵$ و کشیدگی داده‌ها بین $-۱/۴۴$ تا $۰/۱۴$ بود که نشان‌دهنده نرمال بودن داده‌ها و برقراری این مفروضه است. مقادیر آماره تورم واریانس بیشتر از ۱۰ و آماره تحمل خارج از بازه صفر و یک، حاکی از هم‌خطی چندگانه است. این بررسی در پژوهش حاضر نشان داد مقادیر مذکور در بازه مجاز تعیین شده هستند و لذا، این مفروضه نیز برقرار است. همچنین مقدار آماره دوربین - واتسون برای تبیین متغیر وابسته $۱/۲۱$

بود که از برقراری این مفروضه حکایت دارد. می‌توان نتیجه گرفت که از مفروضه‌ها تخطی صورت نگرفته است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که شرایط آزمون رعایت شده است. در شکل زیر ضرایب مسیر استاندارد در مدل مورد نظر ارائه شده است.



شکل ۲. ضرایب مسیر استاندارد شده

در جدول شماره ۴ شاخص‌های نیکویی برازش الگوی پیشنهادی ارائه شده است. برای بررسی برازش مدل‌های عاملی از شاخص‌های زیر استفاده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نسبت مجذور کای به درجه آزادی (χ^2/df) کمتر از ۵ است که نشان‌دهنده برازش قابل قبول مدل می‌باشد؛ هرچند مقادیر کمتر از ۳ معمولاً به‌عنوان شاخص برازش مطلوب در نظر گرفته می‌شوند. همچنین، مقادیر شاخص‌های برازش افزایشی NFI و CFI بالاتر از ۰/۹۰ نشان‌دهنده پذیرش مدل و مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ بیانگر برازش خوب مدل هستند.

جدول ۴. شاخص‌های نیکویی برازش مدل تأیید شده

GFI	RMSEA	SRMR	RMR	CFI	NFI	χ^2/df	Df	χ^2
۱/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۲	۲/۸۳	۱/۰۰	۰/۹۷	۱/۱۰	۲	۲/۲۰

به‌منظور بررسی نقش میانجی انعطاف‌پذیری شناختی در رابطه بین تنظیم هیجان و نشانگان پیش‌از قاعدگی در جدول شماره ۵ ضرایب مستقیم و غیرمستقیم گزارش شده است.

جدول ۵. ضرایب مسیر اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در مدل تأیید شده

اثر کل	اثر غیرمستقیم	اثر مستقیم	متغیرها
۰/۰۵	۰/۰۵	-	بر نشانگان پیش‌از قاعدگی از: سرکوبی هیجانی
-۰/۱۶	-	-۰/۱۶	ارزیابی مجدد هیجانی
-۰/۱۷	-	-۰/۱۷	انعطاف‌پذیری شناختی
-۰/۳۰	-	-۰/۳۰	بر انعطاف‌پذیری شناختی از: سرکوبی هیجانی
-	-	-	ارزیابی مجدد هیجانی

• بحث

این پژوهش با هدف بررسی رابطه بین تنظیم هیجان و نشانگان پیش‌از قاعدگی با میانجی‌گری انعطاف‌پذیری شناختی انجام شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که مسیر مستقیم از سرکوبی هیجان به انعطاف‌پذیری شناختی منفی و معنادار و مسیر مستقیم از ارزیابی مجدد هیجانی به نشانگان پیش‌از قاعدگی منفی و معنادار بود. همچنین نتایج تحلیل مسیر نشان داد که انعطاف‌پذیری شناختی نقش میانجی معناداری برای رابطه بین راهبرد سرکوبی هیجانی و نشانگان پیش‌از قاعدگی در زنان ایفا می‌کند. اما برای رابطه بین راهبرد ارزیابی مجدد هیجانی و نشانگان پیش‌از قاعدگی در زنان، نقش میانجی آن معنادار نبوده و راهبرد ارزیابی مجدد هیجانی فقط به‌طور مستقیم بر نشانگان پیش‌از قاعدگی در زنان اثر می‌گذارد.

یافته‌های پژوهش نشان داد که بین تنظیم هیجان و انعطاف‌پذیری شناختی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های برادران و رنجبر نوشیری (۱۴۰۱)، لین و همکاران (۲۰۲۲)، کالیه و کناف (۲۰۲۰) و انگلیش و کارستنس (۲۰۱۴) همسو است. در تبیین این یافته می‌توان بیان کرد که انعطاف‌پذیری شناختی به توانایی فرد در تعدیل فرایندهای شناختی خود برای مواجهه با موقعیت‌های هیجانی جدید، پیچیده و پیش‌بینی‌ناپذیر اشاره دارد (میرون و همکاران، ۲۰۱۵) و نقش مهمی در سازگاری با شرایط متغیر محیطی ایفا می‌کند. از سوی دیگر، برخی راهبردهای تنظیم هیجان، به‌ویژه راهبردهای ناسازگارانه مانند سرکوبی هیجانی، با محدودسازی پردازش شناختی و کاهش توانایی تغییر دیدگاه همراه هستند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که استفاده مکرر از راهبرد سرکوبی هیجانی می‌تواند منجر به کاهش انعطاف‌پذیری شناختی شود (حسینی و همکاران، ۱۳۹۴). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش استفاده از راهبردهای ناسازگارانه تنظیم هیجان، به‌ویژه سرکوبی، با کاهش انعطاف‌پذیری شناختی همراه است.

به‌علاوه، بخش دیگر یافته‌ها نشان داد که مسیر مستقیم از انعطاف‌پذیری شناختی به نشانگان پیش‌از قاعدگی منفی و معنادار بود. هرچند پژوهش‌ها در زمینه ارتباط انعطاف‌پذیری شناختی و نشانگان پیش‌از قاعدگی اندک بود. در تبیین این یافته پژوهش می‌توان گفت که نشانگان پیش‌از قاعدگی به مجموعه علائم جسمانی، روانی و رفتاری که در برخی زنان به‌صورت دوره‌ای رخ داده و با شروع قاعدگی از بین می‌رود می‌گویند که می‌تواند در کیفیت زندگی افراد تأثیر چشمگیری برجای بگذارد (حسینی و همکاران، ۱۳۹۹). افرادی که دارای سطح انعطاف‌پذیری شناختی بالاتری هستند و از راهبردهای مقابله کارآمد نظیر حل مسئله استفاده می‌کنند، در تعدیل و کاهش نشانگان پیش‌از قاعدگی موفق‌ترند و از آنجا که روش‌های مسئله‌مدار با سطح پایینی از فشار روانی همراه است، می‌توانند با درماندگی کمتری این دوران را پشت سر بگذرانند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ درحالی‌که مطالعات نشان می‌دهند استفاده بیشتر از روش‌های هیجان‌مدار در مقابله با موقعیت‌های استرس‌زا با سطح بالایی از فشار روانی همراه است (حسینی و دادستان، ۱۳۹۳).

یافته‌های حاصل از مدل تحلیل مسیر نشان داد که انعطاف‌پذیری شناختی در رابطه بین ارزیابی مجدد هیجانی و نشانگان پیش‌از قاعدگی نقش میانجی نداشت. در پژوهش (لین و همکاران، ۲۰۲۲) نشان داده شد عوامل متفاوتی می‌تواند بر نقش ارزیابی مجدد شناختی در انعطاف‌پذیری شناختی تأثیرگذار باشد. یکی از این عوامل نقص در حافظه فعال است که اکثر مطالعات ارزیابی شناخت در PMDD روی حافظه، توجه و بازداری پاسخ تمرکز کرده است؛ اما نه بر عملکرد اجرایی، که به فرآیندهای شناختی مرتبه بالاتر مانند نظارت، سازماندهی، انعطاف‌پذیری اشاره دارد. یکی از علل دیگری که می‌تواند در این زمینه اثرگذار باشد، متغیر سن است. پژوهش‌هایی وجود دارد که نشان می‌دهد افراد با افزایش سن، الگوی سازگارتر و انعطاف‌پذیرتری از تنظیم هیجان را نشان می‌دهند (لانگ و کارستنس، ۱۹۹۴؛ انگلیش و کارستنس، ۲۰۱۴). درنهایت، عامل دیگری که می‌تواند در این راستا اثرگذار باشد تفاوت‌های فردی است. تفاوت‌های فردی در استفاده همیشگی از ارزیابی مجدد شناختی برای تنظیم هیجان‌ها اثرگذار است و قرارگرفتن در معرض ناملایمات اولیه زندگی با استرس مزمن و طیف وسیعی از مشکلات سلامتی مرتبط با استرس در بزرگسالی مرتبط است (کالیا و کناف، ۲۰۲۰).

• نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر درمجموع نشان داد راهبردهای تنظیم هیجان و انعطاف‌پذیری شناختی در افزایش یا کاهش شدت نشانه‌های افراد مبتلا به نشانگان پیش‌از قاعدگی نقش دارند و انعطاف‌پذیری شناختی می‌تواند نقش میانجی معناداری برای رابطه بین راهبرد سرکوبی هیجانی و نشانگان پیش‌از قاعدگی در زنان ایفا کند. بدین صورت که راهبرد سرکوبی هیجانی با تأثیر بر انعطاف‌پذیری شناختی موجب افزایش نشانگان پیش‌از قاعدگی می‌شود. راهبرد ارزیابی مجدد شناختی نیز خود به‌صورت مستقیم تأثیر منفی و معناداری داشت؛ بدین صورت که با افزایش استفاده از این راهبرد، نشانگان پیش‌از قاعدگی در زنان کاهش پیدا می‌کند.

یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر، شیوه جمع‌آوری داده‌ها و اتکا به ابزارهای خودگزارش‌دهی بود. استفاده از این نوع ابزارها می‌تواند تحت تأثیر عواملی مانند خستگی پاسخ‌دهنده، طولانی‌بودن پرسشنامه‌ها و سوگیری‌های شناختی و هیجانی قرار گیرد و دقت پاسخ‌ها را کاهش دهد؛ از این رو در تعمیم نتایج باید با احتیاط عمل کرد. افزون‌بر این، در پژوهش حاضر تنها از پرسشنامه به‌عنوان ابزار گردآوری داده‌ها استفاده شد و بهره‌گیری از یک روش واحد ممکن است نتواند تصویری جامع از متغیرهای مورد مطالعه ارائه دهد. بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، به‌منظور دستیابی به درک عمیق‌تر و چندجانبه، از سایر روش‌های گردآوری داده‌ها مانند

مصاحبه و نیز رویکردهای پژوهشی کیفی استفاده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده نقش متغیرهایی همچون سازگاری روان‌شناختی و تحمل ناکامی به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌گر مورد بررسی قرار گیرد تا ابعاد پیچیده‌تر روابط میان متغیرها روشن شود و زمینه شناسایی عوامل مؤثر در کاهش و بهبود علائم نشانگان پیش‌از قاعدگی فراهم آید.

• تعارض منافع

نویسندگان این مقاله اظهار می‌دارند که در انجام، نگارش و انتشار این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافع مالی یا غیرمالی وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

پژوهشگران از تمامی افرادی که در این پژوهش همکاری داشتند، کمال تشکر را دارند.

• منابع

آقاجان‌پوریان وحید، م.، اقدسی، ع. ن.، مصرآبادی، ج.، و هاشمی نصرت‌آباد، ت. (۱۴۰۱). اثربخشی مداخله مبتنی بر پذیرش و تعهد بر انعطاف‌پذیری شناختی و سرزندگی تحصیلی در نوجوانان با مشکلات نقص توجه. *مجله مطالعات روان‌شناختی نوجوانان و جوانان*، ۳(۲)، 86-98.

DOI: [10.61838/kman.jayps.3.2.7](https://doi.org/10.61838/kman.jayps.3.2.7)

آقایی، ج.، شاه‌محمدی، ف.، هم‌وطن، ت.، و آقایی، گ. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین ذهن‌آگاهی، انعطاف‌پذیری شناختی و علائم افسردگی در زنان مبتلا به نشانگان پیش‌از قاعدگی. *پنجمین کنفرانس ملی تازه‌های روان‌شناسی مثبت*.

DOI: [10.1155/2016/9816481](https://doi.org/10.1155/2016/9816481)

برادران، م.، و رنجبر نوشهری، ف. (۱۴۰۰). نقش انعطاف‌پذیری شناختی و سبک دلبستگی در پیش‌بینی شناخت اجتماعی دانشجویان. *شناخت اجتماعی*، ۱۰(۱۹)، ۱۴۸-۱۳۵.

DOI: [10.30473/sc.2021.54097.2571](https://doi.org/10.30473/sc.2021.54097.2571)

حسینی، ش.، تاجیری، ب.، و زربخش بحری، م. ر. (۱۳۹۹). اثربخشی مداخله‌های تنظیم هیجان و شناختی-رفتاری بر اختلال نارسایی پیش‌از قاعدگی با پیگیری یک ماهه. *مجله دانشکده پزشکی (دانشگاه علوم پزشکی مشهد)*، ۶۳(۶)، ۲۹۹۴-۳۰۰۳.

DOI: [10.1037//0882-7974.10.1.140](https://doi.org/10.1037//0882-7974.10.1.140)

قربانی، م.، کاظمی زهرانی، ح.، محمدی، م.، و ابراهیمی جزدانی، ف. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش تنظیم هیجان بر انعطاف‌پذیری شناختی، تحمل پریشانی و ابرازگری هیجانی پسران نوجوان دارای مشکلات رفتاری. *سومین کنفرانس بین‌المللی نوآوری و تحقیق در علوم تربیتی، مدیریت و روان‌شناسی*.

DOI: [10.22034/NAES.2024.474676.1527](https://doi.org/10.22034/NAES.2024.474676.1527)

شعبانی، م.، و خلتبری، ج. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش کاهش استرس مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر دشواری‌های تنظیم هیجان و بهزیستی روان‌شناختی در سندرم پیش‌از قاعدگی. *روان‌شناسی سلامت*، ۸(۲۹)، ۱۳۴-۱۵۲.

DOI: [10.30473/hpj.2019.38051.3847](https://doi.org/10.30473/hpj.2019.38051.3847)

عاشوری، م.، و رشیدی، ا. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر انعطاف‌پذیری شناختی در دانش‌آموزان ناشنوا. *فصلنامه توانمندسازی کودکان استثنایی*، ۱۰(۲)، ۲۵۰-۲۵۹.

DOI: [10.22084/j.psychology.2025.30828.2782](https://doi.org/10.22084/j.psychology.2025.30828.2782)

محمدی، و.، شیدفر، ف.، کشتکار آقابابایی، س.، مختاری، پ.، محمدی، ر.، و گوهری، م. ر. (۱۳۹۲). بررسی رابطه شاخص‌های آنتروپومتریک با سندرم پیش‌از قاعدگی و شدت آن در دانشجویان دختر دانشگاه علوم پزشکی تهران. *مجله علوم پزشکی رازی*، ۲۰(۱۰۹)، ۸۷-۹۴.

DOI: [10.22038/ijogi.2017.10149](https://doi.org/10.22038/ijogi.2017.10149)

ولی‌زاده، ع.، دادخواه، ا.، و آخوش، م. (۱۳۹۸). اثربخشی موسیقی درمانی شناختی-رفتاری بر تنظیم شناختی هیجان در سالمندان. *روان‌شناسی پیری*، ۴(۴)، ۳۶۹-۳۸۲.

DOI: [10.22126/jap.2021.5881.1483](https://doi.org/10.22126/jap.2021.5881.1483)

Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, 30(2), 217-237. DOI: [10.1016/j.cpr.2009.11.004](https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004)

Bavojdan, M. R. B. M. R. K. N. N. S. (2016). The Effectiveness of The Cognitive Emotion Regulation group training on mental health of adolescent girls with symptoms of premenstrual syndrome. *International Journal of Psychology*. DOI: [10.32598/JRH.11.6.1602.4](https://doi.org/10.32598/JRH.11.6.1602.4)

Birditt, K. S., Fingerman, K. L., & Almeida, D. M. (2005). Age differences in exposure and reactions to interpersonal tensions: a daily diary study. *Psychology and aging*, 20(2), 330-340. DOI: [10.1037/0882-7974.20.2.330](https://doi.org/10.1037/0882-7974.20.2.330)

Byrne, B. M. (2010). Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming. *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Routledge. DOI: [10.4324/9780203805534](https://doi.org/10.4324/9780203805534)

Carstensen, L. L., Gottman, J. M., & Levenson, R. W. (1995). Emotional behavior in long-term marriage. *Psychology and aging*, 10(1), 140-149. DOI: [10.1037//0882-7974.10.1.140](https://doi.org/10.1037//0882-7974.10.1.140)

- Charles, S. T., Piazza, J. R., Luong, G., & Almeida, D. M. (2009). Now You See It, Now You Don't: Age Differences in Affective Reactivity to Social Tensions. *Psychology and Aging*, 24(3), 645–653. DOI: [org/10.1037/a0016673](https://doi.org/10.1037/a0016673)
- Coats, A. H., & Blanchard-Fields, F. (2008). Emotion regulation in interpersonal problems: the role of cognitive-emotional complexity, emotion regulation goals, and expressivity. *Psychology and aging*, 23(1), 39–51. DOI: [10.1037/0882-7974.23.1.39](https://doi.org/10.1037/0882-7974.23.1.39)
- Cui, Q., Sheng, W., Chen, Y., Pang, Y., Lu, F., Tang, Q., Han, S., Shen, Q., Wang, Y., Xie, A., Huang, J., Li, D., Lei, T., He, Z., & Chen, H. (2020). Dynamic changes of amplitude of low-frequency fluctuations in patients with generalized anxiety disorder. *Human brain mapping*. DOI: [10.1002/hbm.24902](https://doi.org/10.1002/hbm.24902)
- Demirtas, O., Ozdevecioglu, M., & Capar, N. (2015). The relationship between cognitive emotion regulation and job stress: Moderating role of social support. *Asian Social Science*. DOI: [10.5539/ass.v11n12p168](https://doi.org/10.5539/ass.v11n12p168)
- Dennis, J. P., & Vander Wal, J. S. (2010). The cognitive flexibility inventory: Instrument development and estimates of reliability and validity. *Cognitive Therapy and Research*, 34(3), 241–253. DOI: [10.1007/s10608-009-9276-4](https://doi.org/10.1007/s10608-009-9276-4)
- Eichorn, N., Marton, K., & Pirutinsky, S. (2018). Cognitive flexibility in preschool children with and without stuttering disorders. *Journal of fluency disorders*, 57, 37–50. DOI: [10.1016/j.jfludis.2017.11.001](https://doi.org/10.1016/j.jfludis.2017.11.001)
- English, T., & Carstensen, L. L. (2014). Selective Narrowing of Social Networks Across Adulthood is Associated With Improved Emotional Experience in Daily Life. *International journal of behavioral development*, 38(2), 195–202. DOI: [10.1177/0165025413515404](https://doi.org/10.1177/0165025413515404)
- Etxebarria, I., Etxebarria, I., Urdaneta, E., & Yanguas, J. J. (2016). Age differences among older adults in the use of emotion regulation strategies. What happens among over 85s and centenarians? *Aging and Mental Health*, 20(9), 974–980. DOI: [10.1177/0165025413515404](https://doi.org/10.1177/0165025413515404)
- Farasati, N., Siassi, F., Koohdani, F., Qorbani, M., Abashzadeh, K., & Sotoudeh, G. (2015). Western dietary pattern is related to premenstrual syndrome: a case-control study. *The British journal of nutrition*, 114(12), 2016–2021. DOI: [10.1017/S0007114515003943](https://doi.org/10.1017/S0007114515003943)
- Ganji, M. (2020). Psychopathology based on DSM-5. first volume. Savalan publication.
- Gao, M., Gao, D., Sun, H., Cheng, X., An, L., & Qiao, M. (2021). Trends in Research Related to Premenstrual Syndrome and Premenstrual Dysphoric Disorder From 1945 to 2018: A Bibliometric Analysis. *Frontiers in public health*, 9. DOI: [10.3389/fpubh.2021.596128](https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.596128)
- Grafe, L. A., Cornfeld, A., Luz, S., Valentino, R., & Bhatnagar, S. (2017). Orexins Mediate Sex Differences in the Stress Response and in Cognitive Flexibility. *Biological Psychiatry*, 81(8), 683–692. DOI: [10.1016/j.biopsych.2016.10.013](https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2016.10.013)
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of personality and social psychology*, 85(2), 348–362. DOI: [10.1037/0022-](https://doi.org/10.1037/0022-)
- Kalia, V., & Knauft, K. (2020). Emotion regulation strategies modulate the effect of adverse childhood experiences on perceived chronic stress with implications for cognitive flexibility. *PloS one*, 15(6). DOI: [10.1371/journal.pone.0235412](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0235412)
- Lang, F. R., & Carstensen, L. L. (1994). Close emotional relationships in late life: further support for proactive aging in the social domain. *Psychology and aging*, 9(2), 315–324. DOI: [10.1037//0882-7974.9.2.315](https://doi.org/10.1037//0882-7974.9.2.315)
- Langer, K., Wolf, O. T., & Jentsch, V. L. (2021). Delayed effects of acute stress on cognitive emotion regulation. *Psychoneuroendocrinology*, 125. DOI: [org/10.1016/j.psyneuen.2020.105101](https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2020.105101)
- Lawyer, G. (2018). Deaf Education and Deaf Culture: Lessons from Latin America. *American Annals of the Deaf*, 162(5), 486–488. DOI: [10.1353/aad.2018.0006](https://doi.org/10.1353/aad.2018.0006)
- Le, J., Thomas, N., & Gurvich, C. (2020). Cognition, The Menstrual Cycle, and Premenstrual Disorders: A Review. *Brain sciences*, 10(4). DOI: [10.3390/brainsci10040198](https://doi.org/10.3390/brainsci10040198)
- Ledina, A. V., & Prilepskaya, V. N. (2014). Quality of life of women with premenstrual syndrome in dynamics of nonhormonal treatment and hormonal therapy. *Гинекология*, 16(3), 28–31. DOI: [10.26442/2079-5831_16.3.28-31](https://doi.org/10.26442/2079-5831_16.3.28-31)
- Lefkowitz, E. S., & Fingerma, K. L. (2003). Positive and negative emotional feelings and behaviors in mother-daughter ties in late life. *Journal of family psychology: JFP : journal of the Division of Family Psychology of the American Psychological Association (Division 43)*, 17(4), 607–617. DOI: [10.1037/0893-3200.17.4.607](https://doi.org/10.1037/0893-3200.17.4.607)
- Lin, P. C., Ko, C. H., & Yen, J. Y. (2022). Early and Late Luteal Executive Function, Cognitive and Somatic Symptoms, and Emotional Regulation of Women with Premenstrual Dysphoric Disorder. *Journal of personalized medicine*, 12(5). DOI: [10.3390/jpm12050819](https://doi.org/10.3390/jpm12050819)
- Livingstone, K. M., & Isaacowitz, D. M. (2015). Situation Selection and Modification for Emotion Regulation in Younger and Older Adults. *Social psychological and personality science*, 6(8), 904–910. DOI: [10.1177/1948550615593148](https://doi.org/10.1177/1948550615593148)
- Mahmoud Alilou, M.; Qasimpour, A.; Azimi, Z; Akbari, A. Fahimi, S. (2012). The role of emotional regulation strategies in predicting borderline personality traits. *Thought and behavior in clinical psychology*, 24(6), 9-18.
- Martin, M. M., & Rubin, R. B. (1995). A New Measure of Cognitive Flexibility. *Psychological Reports*, 76(2), 623–626. DOI: [10.2466/pr0.1995.76.2.623](https://doi.org/10.2466/pr0.1995.76.2.623)
- McRae, K., & Gross, J. J. (2020). Emotion regulation. *Emotion (Washington, D.C.)*, 20(1), 1–9. DOI: [org/10.1037/emo0000703](https://doi.org/10.1037/emo0000703)
- Miron, L. R., Sherrill, A. M., & Orcutt, H. K. (2015). Fear of self-compassion and psychological inflexibility interact to predict PTSD symptom severity. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 4(1), 37–41. DOI: [org/10.1016/j.jcbs.2014.10.003](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.10.003)

- Pataky, E. A., & Ehlert, U. (2020). Longitudinal assessment of symptoms of postpartum mood disorder in women with and without a history of depression. *Archives of women's mental health*, 23(3), 391–399. DOI: [10.1007/s00737-019-00990-4](https://doi.org/10.1007/s00737-019-00990-4)
- Mousavi, S. Z., & Khorramabadi, R. (2022). Prevalence of premenstrual dysphoric symptoms in Iranian women and its relationship with difficulty in emotional regulation and change in symptom severity during the COVID-19 pandemic. DOI: [20.1001.1.18808436.1401.26.1.7.4](https://doi.org/20.1001.1.18808436.1401.26.1.7.4)
- Reuveni, I., Dan, R., Segman, R., Evron, R., Laufer, S., Goelman, G., Bonne, O., & Canetti, L. (2016). Emotional regulation difficulties and premenstrual symptoms among Israeli students. *Archives of women's mental health*, 19(6), 1063–1070. DOI: [10.1007/s00737-016-0656-y](https://doi.org/10.1007/s00737-016-0656-y)
- Sands, M., & Isaacowitz, D. M. (2017). Situation selection across adulthood: the role of arousal. *Cognition & emotion*, 31(4), 791–798. DOI: [org/10.1080/02699931.2016.1152954](https://doi.org/10.1080/02699931.2016.1152954)
- Schoorl, J., Van Rijn, S., De Wied, M., Van Goen, S., & Swaab, H. (2016). Emotion Regulation Difficulties in Boys with Oppositional Defiant Disorder/Conduct Disorder and the Relation with Comorbid Autism Traits and Attention Deficit Traits. *PloS one*, 11(7).
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323–338. DOI: [10.22038/mjms.2021.20299](https://doi.org/10.22038/mjms.2021.20299)
- Share, H. (2016). Validity and reliability of cognitive flexibility questionnaire in Iranian university students. *Journal of Foundations of Mental Health*.
- Shokri, A. (2021). The effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy on parental stress of mothers with aggressive children. *Journal of Research in Psychopathology*, 2(3). DOI: [10.22098/jrp.2021.1145](https://doi.org/10.22098/jrp.2021.1145)
- Stawski, R. S., Sliwinski, M. J., Almeida, D. M., & Smyth, J. M. (2008). Reported exposure and emotional reactivity to daily stressors: the roles of adult age and global perceived stress. *Psychology and aging*, 23(1), 52–61. DOI: [10.1037/0882-7974.23.1.52](https://doi.org/10.1037/0882-7974.23.1.52)
- Takeda, T., Yoshimi, K., & Yamada, K. (2020). Psychometric Testing of the Premenstrual Symptoms Questionnaire and the Association Between Perceived Injustice and Premenstrual Symptoms: A Cross-Sectional Study Among Japanese High School Students. *International journal of women's health*, 12, 755–763. DOI: [10.2147/IJWH.S269392](https://doi.org/10.2147/IJWH.S269392)
- Sheykhangafshe, F. B., Saedi, M., Niri, V. S., Nakhostin, Z., & Bourbour, Z. (2023). The Effectiveness of Cognitive-Behavioral Therapy on Difficulties in Emotional Regulation and Cognitive Flexibility in Patients with Obsessive-Compulsive Disorder, 27(1), 28–37. DOI: [20.1001.1.18808436.1402.27.1.3.7](https://doi.org/20.1001.1.18808436.1402.27.1.3.7)
- Vanitha, D., Edward, S., Varadharajan, S., & Rani, M. A. (2017). A community-based study on menstrual disorders among the rural women of reproductive age. *International Journal of Women's Health and Reproduction Sciences*, 5(4), 270–276. DOI: [10.15296/ijwhr.2017.46](https://doi.org/10.15296/ijwhr.2017.46)
- Wu, M., Liang, Y., Wang, Q., Zhao, Y., & Zhou, R. (2016). Emotion Dysregulation of Women with Premenstrual Syndrome. *Scientific Reports*, 6:1, 6(1), 1–10. DOI: [10.1038/srep38501](https://doi.org/10.1038/srep38501)

Editorial Board

M.H. Abdollahi, PhD (Kharazmi Univ.)
P. Azadfallah, PhD (Tarbiat Modarres Univ.)
E. Azad, PhD (Baqiyatallah Univ.)
A. Fathi-Ashtiani PhD (Baqiyatallah Univ.)
M.K. Khodapanahi, PhD (Shahid Beheshti Univ.)
M.A. Mazaheri, PhD (Shahid Beheshti Univ.)
A.R. Moradi Ph.D. (Kharazmi Univ.)
N. Nazarboland Ph.D. (Shahid Beheshti Univ.)
H.T. Neshatdoust, PhD (Esfahan Univ.)
R. Pourhossein, PhD (Tehran Univ.)
K. Rasoulzadeh-Tabatabaie, PhD (Tarbiat Modarres Univ.)
R. Roshan, PhD (Shahed Univ.)
M. Shahgholian. PhD (Kharazmi Univ.)
F. Sohrabi, PhD (Allameh Tabataba'i Univ.)

Internal manager: Dr. Mahnaz Shahgholian
Site manager: Dr. Fatemeh Ejei
Editor: Dr. Homa Sedghi-Jalal
Layout: Mr. Mustafa Zafari
Journal office: Mrs. Azar Goodarzi

Contents

- The Effectiveness of RihaCom's Working Memory Training on Cognitive Flexibility and Cognitive Inhibition in Adolescents.....1
- Predicting Students' Social Competence Based on Teacher-Student Relationship and Sense of School Belonging: The Mediating Role of Behavioral Emotion Regulation.....11
- Designing, Compiling and Evaluating the Play Therapy Educational Program based on the Cognitive-Behavioral Approach for Preschool Children with Language Disorders.....22
- The Mediating Role of Self-Efficacy in the Relationship between Psychological Birth Order and Family Atmosphere with Prosocial Behaviors in Students.....31
- Investigating the Mediating Role of Self-Cultivation in the Relationship between Cognitive Flexibility and Academic Procrastination among Students.....43
- Prediction of Marital Frustration based on the Quality of Relationships and Cognitive Distortions with the Mediation of Forgiveness in Women with Distressed Family Relationships.....54
- Structural Relationships of Teacher-Student Interaction and Academic Engagement: The Mediating Role of Documentation Style and Academic Self-Concept.....65
- A Model of the Relationship between Work Engagement and Job Burnout with Depression and Happiness: The Mediating Role of Positive and Negative Work-Family Spillover and Stress.....75
- Validation of the Self-Assessed Wisdom Scale (SAWS) in Students.....90
- The Relationship between Social Comparison and Psychological Well-being in Students: The Mediating Role of Self-esteem.....101
- The Structural Effect of Attachment Style and Childhood Trauma in the Family on Internet Addiction Mediated by Cognitive Regulation of Emotion.....111
- Psychometric Properties of the Short Grit Scale among Iranian University Students.....120
- The Psychometric Properties of the Persian Version of the Cinderella Syndrome Scale in Female Students.....130
- Effectiveness of Therapy Based on Baucom's Model and Emotional Couple Therapy on Forgiveness, Internalized Shame, and Problem Solving in Victims of Marital Infidelity.....141
- Attachment Styles and Psychological Distress among University Students: The Mediating Role of Interpersonal Emotion Regulation.....152
- Comparing the Intelligence Profiles of Children with Attention Deficit Hyperactivity Disorder and Normal Children based on WISC-V Complementary and Secondary Subtests.....164
- Design and Validation of the Obsessive-Compulsive Questionnaire.....174
- The Relationship between Dark Personality Traits and Addiction to Virtual Social Networks with the Mediating Role of Coping Styles.....184
- The Relationship between Insecure Attachment Styles and Marital Instability: The Mediating Role of Codependence and Cognitive Distortion.....193
- The Role of Emotion Regulation Strategies in Premenstrual Syndrome (PMS) with the Mediation of Cognitive Flexibility.....203